

VYSOKÁ ŠKOLA BÁŇSKÁ – TECHNICKÁ UNIVERZITA OSTRAVA
EKONOMICKÁ FAKULTA

KATEDRA FINANČÍ

Srovnání vlivů vybraných makroekonomických proměnných na úvěry
v selhání v České republice a Polsku

Comparing effects of chosen macroeconomic variables on non-performing loans in the
Czech Republic and Poland

Student:

Tomáš Linh Le

Vedoucí bakalářské práce:

Ing. Aleš Melecký, Ph.D.

Ostrava 2016

Zadání bakalářské práce

Student: **Tomáš Linh Le Sy**

Studijní program: B6202 Hospodářská politika a správa

Studijní obor: 6202R010 Finance

Téma: Srovnání vlivů vybraných makroekonomických proměnných na úvěry v selhání v České republice a Polsku
Comparing Effects of Chosen Macroeconomic Variables on Non-Performing Loans in the Czech Republic and Poland

Jazyk vypracování: čeština

Zásady pro vypracování:

1. Úvod
 2. Finanční stabilita, úvěry v selhání a stávající stav v ČR a Polsku
 3. Metodika a popis vybraných modelů
 4. Analýza vlivu vybraných makroekonomických proměnných na úvěry v selhání
 5. Závěr
- Seznam použité literatury
Seznam zkratk
Prohlášení o využití výsledků bakalářské práce
Seznam příloh
Přílohy

Seznam doporučené odborné literatury:

- BRČÁK, J., B. SEKERKA a D. STARÁ. *Makroekonomie – teorie a praxe*. Plzeň: Aleš Čeněk, 2014. 223 s. ISBN 978-80-7380-492-3.
- CIPRA, Tomáš. *Finanční ekonometrie*. 2. aktualiz. vyd. Praha: Ekopress, 2013. 538 s. ISBN 978-80-86929-93-4.
- KOMÁRKOVÁ, Z., J. FRAIT and L. KOMÁREK. *Macroprudential policy in a small economy*. Ostrava: VŠB-TU Ostrava, 2013. 213 s. ISBN 978-80-248-3300-2.

Formální náležitosti a rozsah bakalářské práce stanoví pokyny pro vypracování zveřejněné na webových stránkách fakulty.

Vedoucí bakalářské práce: **Ing. Aleš Melecký, Ph.D.**

Datum zadání: 20.11.2015

Datum odevzdání: 06.05.2016



Ing. Iveta Ratmanová, Ph.D.
vedoucí katedry



prof. Dr. Ing. Dana Dluhošová
děkanka fakulty

Prohlašuji, že jsem celou práci, včetně všech příloh, vypracoval samostatně.

V Ostravě 12. 7. 2016

.....
Tomáš Linh Le

Poděkování

Mockrát děkuji panu Ing. Alešovi Meleckému, Ph.D. za vstřícnost, trpělivost a věcné připomínky během zpracování mé bakalářské práce.

OBSAH

1	Úvod.....	1
2	Finanční stabilita.....	2
2.1	Role České národní banky.....	2
2.2	Mezinárodní spolupráce.....	3
2.3	Finanční stabilita v České republice.....	4
2.4	Finanční stabilita v Polsku.....	8
2.5	Makroobezřetnostní politika v ČR	9
2.5.1	Obecná ustanovení.....	9
2.5.2	Nástroje makroobezřetnostní politiky uplatňované ČNB.....	10
2.5.3	Cíle makroobezřetnostní politiky podle ČNB	12
2.5.4	Zátěžové testy	12
2.6	Makroobezřetnostní politika v Polsku (Nadzór makroostroznościowy)	13
2.6.1	Obecná ustanovení.....	13
2.6.2	Nástroje makroobezřetnostní politiky uplatňované BNP	14
2.6.3	Zátěžové testy (Stress tests).....	14
3	Klasický model lineární regrese.....	14
3.1	Úvod	14
3.2	Metoda nejmenších čtverců	15
3.3	Heteroskedasticita.....	16
3.4	Autokorelace.....	18
3.5	Normalita reziduální složky.....	19
3.6	Multikolinearita	20
3.7	Stacionarita	21
4	Data	22
4.1	Úvod	22

4.2	Grafy vývoje jednotlivých ukazatelů.....	22
4.2.1	Inflace	22
4.2.2	Devizové kurzy české koruny a polského zlotého vůči euru.....	23
4.2.3	Hrubý domácí produkt (HDP)	24
4.2.4	Míra nezaměstnanosti	26
4.2.5	Úvěry v selhání	27
4.2.6	NPLR	29
4.2.7	Úvěry domácnostem a NISD	30
5	Lineární regresní model	31
5.1	EViews.....	31
5.2	Výsledky pro Českou republiku	31
5.2.1	Import dat a první výsledky	31
5.2.2	Úprava zpoždění	32
5.2.3	Kontrola splnění podmínek klasického regresního modelu.....	33
5.2.4	Výsledný model	36
5.3	Výsledky pro Polsko.....	37
5.3.1	Import dat a první výsledky	37
5.3.2	Úprava zpoždění	38
5.3.3	Kontrola splnění podmínek klasického regresního modelu.....	38
5.3.4	Výsledný model	40
6	Závěr	41
	Seznam použité literatury	43
	Seznam zkratk.....	45
	Prohlášení o využití výsledků bakalářské práce	
	Seznam příloh	
	Přílohy	

1 Úvod

Způsobů, jakými si jsou lidé schopni zabezpečit přísun potřebných finančních prostředků, je celá řada. Většina lidí si tyto finanční prostředky obstarává prací, ať už jako zaměstnanec nebo podnikatel, někdo může spoléhat v náklonnost štěstěny a výhru v loterii, jiní jsou dokonce schopni krást a podvádět, odjakživa si však lidé mezi sebou peníze půjčují. Dlužníkům to přináší okamžitý přísun potřebných finančních prostředků a věřitelům příslib, že se jim poskytnuté finance vrátí zhodnocené o úroky.

Někdy se však stane, že dlužníci nejsou své závazky schopni splácet. Úvěrům, které jejich vlastníci nejsou schopni splácet, se říká *úvěry v selhání* (někdy také *úvěry se selháním*, angl. *non-performing loans*).

Cílem této bakalářské práce je analýza vztahu mezi vybranými makroekonomickými veličinami a úvěry v selhání v České republice a v Polsku.

Úvodní kapitola této práce bude věnovaná teorii o finanční stabilitě, které instituce mají za úkol hlídat finanční stabilitu v tuzemsku, které v Evropě a jakým způsobem tyto instituce spolupracují. Následovat bude stručný popis vývoje ekonomik v České republice a v Polsku. Závěr kapitoly bude věnován makroobezřetnostní politice uplatňované Českou národní bankou a Polskou národní bankou (Bank Narodowy Polski).

V následující kapitole bude popsán model, pomocí něhož budeme nashromážděná data analyzovat, v našem případě se jedná o klasický model lineární regrese, konkrétně pak o metodu nejmenších čtverců. Doplníme také některé podmínky, které by měly být při využití klasického lineárního regresního modelu splněny. Čtvrtá kapitola bude věnována charakteristice jednotlivých makroekonomických proměnných, které budou do lineárního regresního modelu vstupovat. Vývoj jednotlivých ukazatelů bude stručně okomentován. V páté kapitole provedeme samotnou lineární regresi, popíšeme postup jejího provedení a interpretujeme dosažené výsledky.

Závěr bude věnován srovnání výsledků obou zemí a zhodnocení celé práce.

2 Finanční stabilita

2.1 Role České národní banky

Sledování a analyzování stavu finanční stability patří k primárním úkolům jak České národní banky (ČNB), tak řady jiných národních a mezinárodních institucí. Včasná detekce slabých a zranitelných míst v ekonomice může výrazně snížit pravděpodobnost vzniku rizikových situací spojených s fungováním finančních trhů a ekonomiky jako celku, zvýšit odolnost ekonomiky proti neočekávaným šokům a zajistit její hladké a bezproblémové fungování. Většina centrálních bank vykonává svou roli v oblasti finanční stability skrze dohled nad komerčními bankami a bankovním sektorem.

Sledování a péče o finanční stabilitu je ze zákona jedním z klíčových cílů ČNB. Poprvé zdůraznila ČNB význam analýzy finanční stability ve *Zprávě o finanční stabilitě bankovního sektoru za rok 2003*. Zveřejňováním zpráv, doporučení a stanovisek nebo konkrétními intervencemi do ekonomiky ČNB hlídá hladký chod všech částí ekonomiky a tím i fungování celého státu. Toho si je vědoma i Poslanecká sněmovna České republiky, která od ČNB jedenkrát ročně vyžaduje sepsání zprávy o finanční stabilitě včetně doporučené strategie makroobezřetnostní politiky pro následující rok.

Ve stínu doznívající finanční krize vzrostl význam finanční stability. ČNB nyní spolupracuje s řadou zahraničních centrálních i komerčních bank i s nebankovními finančními institucemi na udržení finanční stability. ČNB se snaží působit v první řadě preventivně, klade proto velký důraz na informování široké veřejnosti o možných rizicích a faktorech způsobujících vznik těchto rizik (ČNB, 2016).

Definice finanční stability podle ČNB: „*Finanční stabilita je situace, kdy finanční systém plní své úkoly bez větších potíží a nežádoucích důsledků pro současný i budoucí vývoj ekonomiky jako celku a zároveň vykazuje vysokou míru odolnosti vůči šokům.*“ (ČNB, 2016)

K narušení finanční stability může dojít jak na základě vnitřních vlivů, tak na základě vlivu vnějších. Takovýmto vlivem může být např. makroekonomický vývoj domácí ekonomiky, makroekonomický vývoj klíčových obchodních partnerů, neschopnost dlužníků splácet své dluhy nebo nesprávná rozhodnutí a kroky ze strany vládnoucích složek státu. Všechny tyto situace s sebou nesou zvýšené riziko kolapsu systémově důležitých finančních institucí, a tudíž i riziko kolapsu finančního systému jako celku. Může dojít k potížím během

uskutečňování platebního styku nebo při poskytování finančních prostředků subjektům, jenž je poptávají.

Členové bankovní rady ČNB se pravidelně scházejí s experty klíčových útvarů na jednáních zabývajících se otázkami spojenými s finanční stabilitou. Na těchto setkáních se diskutuje o stavu finančního systému, finančních systémů v zahraničí, jenž by mohly mít vliv na naši ekonomiku a v případě potřeby se ujednává postup při řešení problémů zvyšujících pravděpodobnost vzniku finanční nestability.

Analýza finanční stability je velice specifickou analytickou činností. Oproti analýze bankovního sektoru je mnohem komplexnější, neboť se zabývá jak bankovními, tak i nebankovními institucemi, např. pojišťovnami, zajišťovnami, investičními společnostmi nebo svěřeneckými fondy. Od makroekonomické analýzy nebo od prognózy ČNB se také liší cílem, který si klade. Cílem analýzy finanční stability není určení nejpravděpodobnějšího budoucího vývoje ekonomiky, nýbrž modelování dopadů málo pravděpodobných a často nepříznivých scénářů a následné stanovení kroků, pomocí kterých bude možné těmto nepříznivým scénářům předejít nebo je řešit.

2.2 Mezinárodní spolupráce

V době globalizace a propojování světových ekonomik se klade čím dál větší důraz na mezinárodní spolupráci v řešení otázek ohledně zajištění finanční stability. V Evropě vznikla v roce 2011 Evropská rada pro systémová rizika (European Systemic Risk Board, ESRB), která spolu s dalšími třemi celoevropskými dohledovými orgány (EBA - The European Banking Authority, ESMA – European Securities of Markets Authority, EIOPA – European Insurance and Occupational Pensions Authority) tvoří Evropský systém finančního dohledu (European System of Financial Supervision, ESFS). Zástupci ČNB se na fungování ESRB přímo podílejí, a to formou účasti guvernéra ČNB a dalšího člena bankovní rady v její Generální radě a účastí expertů ČNB v Poradním technickém výboru (Advisory Technical Committee, ATC) a jeho pracovních skupinách. Pro zachování finanční stability v Evropě je rovněž velice důležité pomáhat méně vyspělým ekonomikám v jejich rozvoji, proto se ČNB od roku 2008 pravidelně podílí na organizaci semináře určeného centrálním bankám ze zemí bývalého Sovětského svazu, jižního Balkánu a střední a východní Evropy a aktivně vystupuje na mezinárodních fórech a konferencích věnovaných finanční stabilitě (ČNB, 2016).

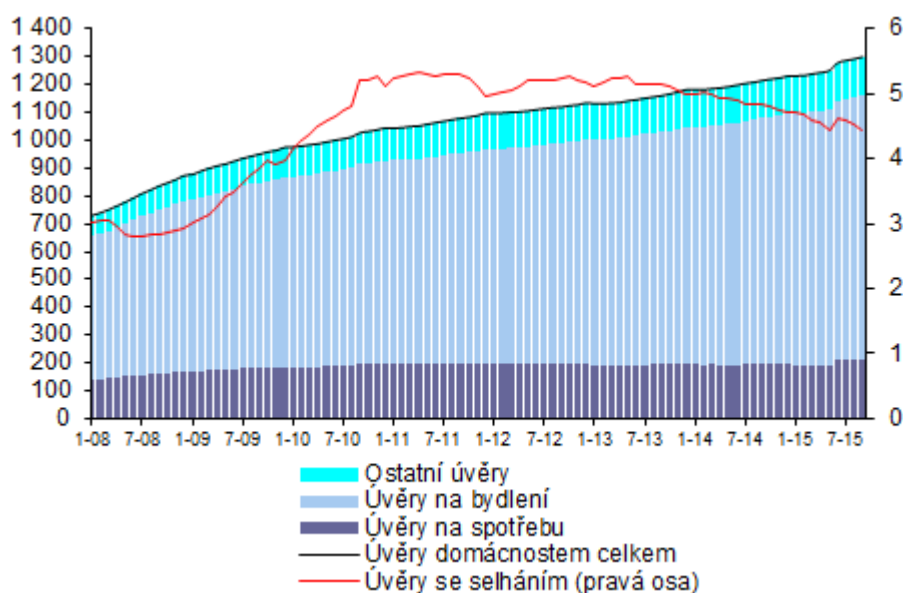
2.3 Finanční stabilita v České republice

Po prasknutí *nemovitostní bubliny* v USA v roce 2007 došlo ve Spojených státech k bezprostřednímu zvýšení úrokových sazeb u dříve výhodných hypoték, které byly poskytovány obrovskému množství lidí za velice benevolentních podmínek. Po zvýšení nákladů spojených se splácením hypoték se stalo jejich splácení pro mnoho lidí nemožné, podíl úvěrů v selhání se na americkém finančním trhu rapidně navýšil a mnoho finančních institucí se dostalo do potíží. 15. září 2008 zaznamenala americká burza New York Stock Exchange (NYSE) nejhlubší propad od 11. září 2001, který byl způsobený teroristickým útokem na Světové obchodní centrum v New Yorku.

Reakce evropských finančních trhů na sebe nenechala dlouho čekat a ke konci září začaly svůj propad i významné evropské burzy. V mnoha zemích Evropy docházelo ke státním intervencím na finančních trzích. Např. ve Velké Británii došlo ke znárodnění hypoteční banky Bradford & Bingley a v Německu se vláda zaručila za úvěr poskytnutý bance Hypo Real Estate.

V České republice byla situace finančního sektoru odlišná. České finanční trhy se před vypuknutím finanční krize vyznačoval přebytkem likvidity, relativní vysokou izolovaností od okolních finančních trhů (na poskytování úvěrů měly dostatek zdrojů z primárních vkladů), nízkým podílem úvěrů v selhání a vysokou ziskovostí. Obecně se dá říci, že byl v české ekonomice vykazován vysoký stupeň finanční stability (ČNB, 2008).

Po vypuknutí krize se začal podíl úvěrů v selhání na celkových úvěrech navyšovat, viz obr. 2.3-1, ani poté však nezačal představovat systémové riziko.



Obrázek 2.3.1 Úvěry rezidentským domácnostem podle účelu v mld. Kč a podíl úvěrů v selhání v % (zdroj: ČNB)

Přibližně od roku 2013 pak můžeme sledovat pozvolné snižování podílů úvěrů v selhání na celkových úvěrech poskytnutých rezidentním domácnostem.

Světová finanční krize byla pro vývoj novodobé české tržní ekonomiky velice důležitým milníkem. ČNB, ale i jiné finanční instituce, si mohly vyzkoušet implementaci nástrojů, pomocí kterých chtěly snížit nebo eliminovat rizika spojená s finanční krizí a tím si i ověřit vlastní schopnost obstát v nepříznivé situaci. Vývoj české ekonomiky před vypuknutím a po skončení finanční krize bude proto rozebrán podrobněji. K tomuto účelu budou využity Českou národní bankou každoročně zveřejňované Zprávy o finanční stabilitě.

Situace na finančních trzích, a to jak světových, tak českých, se v roce 2004 vyvíjela dobře. Růst světové ekonomiky byl vyšší, než se předpokládalo, a to i přes vysoké rozdíly mezi jednotlivými zeměmi. Tahouny světové ekonomiky byly Spojené státy a hlavní asijské ekonomiky (Čína, Japonsko). Pomalejší, avšak do budoucna slibný růst vykazovaly také ekonomiky západní Evropy i celé eurozóny. Největším rizikem pro stabilitu finančních trhů v České republice byl vývoj veřejných financí. Každoročně deficitní státní rozpočet vedl k rychlému růstu veřejného dluhu a ke snížení korunového ratingu České republiky agenturou Standart & Poor's. Českým podnikům se však dařilo dobře. Celkové zadlužení českých podniků se snížilo, přesto však došlo po několika letech znovu k nárůstu objemu úvěrů poskytnutých podnikům. Český bankovní sektor vykazoval vysokou ziskovou (v 1. polovině r. 2004 činil podíl čistého zisku na celkových aktivech 1,25 %). Pro srovnání, ziskovost bank v západní Evropě byla zhruba poloviční. Úvěry domácnostem se meziročně rapidně zvýšily, nárůst představoval více než 35% (ČNB, 2004).

V roce 2005 pokračovala světová ekonomika v růstu. Země střední Evropy nadále rostly ve srovnání se zeměmi Evropy západní rychleji. V USA dochází k navyšování zadluženosti domácností a vládního sektoru. Státní rozpočet České republiky byl v roce 2005 opět deficitní, avšak méně než se předpokládalo, zapříčinil se o to vyšší než očekávaný ekonomický růst. Poskytování úvěrů podnikům pokračovalo v tempu nastoleném v předchozím roce, hlavními klienty byly malé a střední podniky, zadluženost velkých podniků se snížila. Úvěry domácnostem také pokračovaly v navyšování svých objemů, téměř dvě třetiny tvořily hypoteční úvěry. Ziskovost bankovního sektoru byla stále velmi vysoká, meziročně se zvýšila o 20 %. Vysoké zisky bank umožňují tvorbu polštářů ke krytí rizik a tím zvýšení finanční stability hospodářství. V roce 2005 pokračoval také rozvoj nebankovních finančních institucí, přesto si banky zachovaly dominantní postavení se zhruba 75 % finančních aktiv (ČNB, 2005).

V roce 2006 pokračovala světová ekonomika, stejně jako ekonomika eurozóny a České republiky, v růstu. Růst HDP České republiky činil v roce 2006 6,1 %, zapříčinily se o to především zvýšená spotřeba domácností a investiční aktivita podniků. V roce 2006 pokračoval růst úvěrů obyvatelstvu. Meziroční tempo se sice snížilo, i tak ale došlo k nárůstu objemu úvěrů poskytnutých domácnostem oproti roku 2005 o 20 %. I přes zvyšování zadluženosti se české domácnosti nejevily jako předlužené. Půjčky domácnostem se rovnaly zhruba 20 % českého HDP, přičemž průměr zemí EU-15¹ byl okolo 60 %. S narůstajícím zadlužením domácností rostl také počet dlužníků neschopných splácet své závazky, což se projevilo prudkým nárůstem počtu nařízených exekucí. Po období cenové stagnace trvajícím od roku 2002 do roku 2005 se ceny nemovitostí začaly šplhat nahoru. Od roku 2002 rostl počet nemovitostí stavěných na úvěr, objem úvěrů poskytnutých developerům vzrostl od roku 2002 trojnásobně. V roce 2006 došlo ke spuštění nové generace systému pro mezibankovní převod peněz CERTIS, který disponoval větší kapacitou a byl schopen pracovat s menšími náklady, což umožnilo snížení cen pro konečné zákazníky. Bankovní sektor nadále vykazoval vysokou stabilitu, obchodování za rok 2006 uzavřel s čistým ziskem 38 mld. Kč, což je zhruba 3 % pokles oproti předešlému roku. Toto snížení bylo způsobeno zejména historicky rekordní částkou vyplacených dividend, téměř 27 mld. Kč (ČNB, 2006).

Navzdory mnoha nepříznivým vlivům přicházejícím ze zahraničí se dá s odstupem času hodnotit vývoj české ekonomiky za rok 2007 kladně a pozitivně. Úvěrová krize v západních ekonomikách s sebou samozřejmě přinesla zpomalující prvky v podobě zpřísnění úvěrových podmínek, ty však byly nezbytné pro zajištění budoucí finanční stability českého hospodářství. Během roku 2007 došlo k razantnímu posílení české koruny, tu využívalo mnoho zahraničních podniků kvůli její stabilitě a konstantnímu posilování jako financující měnu. Silná koruna a snížená externí poptávka způsobená zpomalením hospodářského růstu v zahraničí měly za následek snížení českého čistého exportu. Nižší export, omezení investičních aktivit a zvýšení inflace již v roce 2007 indikovali zpomalení růstu české ekonomiky v několika příštích letech. Navzdory zpomalení tempa poskytování úvěrů podnikům se celkové zadlužení českých firem v roce 2007 zvýšilo. Růst zaznamenala také zadluženost českých domácností, stále však nepředstavovala systémové riziko a ve srovnání se západoevropskými zeměmi byla nízká (ČNB, 2007).

¹ EU-15 je uskupení prvních 15 členských států Evropské unie. V roce 1993 12 zakládajících zemí (Belgie, Dánsko, Francie, Irsko, Itálie, Lucembursko, Německo, Nizozemsko, Řecko, Spojené království, Španělsko, Portugalsko) + v roce 1995 přistoupilo Rakousko, Švédsko a Finsko.

V roce 2008 se již naplno začaly projevovat dopady světové finanční krize. Světová ekonomika směřovala do recese, stejně jako ekonomika česká, nicméně výchozí pozice české ekonomiky byla např. ve srovnání s ekonomikami západní Evropy výrazně lepší. Nepříznivou zprávou pro českou ekonomiku pak byla nečekaně silná recese v Německu a zemích střední a východní Evropy, které jsou významnými odběrateli českého exportu. Snížená průmyslová produkce vedla k neochotě bank poskytovat úvěry podnikovému sektoru, u něhož zaznamenala vlivem snížené produkce zvýšení míry defaultu². Také tempo růstu zadluženosti domácností se výrazně snížilo. Na přelomu let 2008 a 2009 došlo ke změně ve vnímání regionu střední a východní Evropy potencionálními investory. Tyto země, včetně České republiky, se pro investory staly neatraktivní, což vedlo po období rychlého posilování koruny zpět k jejímu oslabení na zhruba původní úroveň, toto oslabení vedlo k následnému oživení českého exportu do zahraničí (ČNB, 2009).

Během roku 2010 se situace oproti předešlým létům příliš neměnila. Na finančních trzích panovala stále vysoká míra nejistoty a jednotlivé země se stále snažily vypořádat se s následky globální finanční krize. Dynamika úvěrů se začala opět zrychlovat, což platilo jak pro úvěry domácnostem, tak pro úvěry podnikům. Stejně tak se ale navýšil počet úvěrů v selhání, jež byl způsoben akumulací nepříznivých ekonomických podmínek minulých let. Navzdory již několik let trvající krizi se české ekonomice podařilo i v roce 2011 udržet pozvolný růst, který byl tažen především exportem do zahraničí, spotřeba domácností byla stále nízká. Meziroční disponibilní příjmy domácností dokonce mírně klesly, přesto se v procentuální podíl úvěrů v selhání (cca 6 %, ČSÚ) na celkových úvěrech snížil a nepředstavoval tudíž systémové riziko. Postavení českého finančního sektoru bylo stabilní. Nezávislost na okolních finančních trzích, vysoká ziskovost a kapitálová přiměřenost poskytovaly dobrou startovací pozici do již očekávaného období opětovného nastartování ekonomického růstu (ČNB, 2010).

Rok 2012 se stále nesl v duchu vysoké nejistoty a napětí na evropských finančních trzích. Určité zklidnění přinesla intervence Evropské centrální banky, která poskytla mnoha evropským bankám velké množství dlouhodobé likvidity. Českým finančním trhům se vedlo v porovnání se západoevropskými stále nadprůměrně dobře. Podíl úvěrů v selhání nadále klesal a zadluženost českých podniků a domácností byla v čase konstantní. Nepříznivě se však vyvíjela situace na českém trhu práce. Zvýšení nezaměstnanosti a snížení nabízených volných pracovních míst vedlo i nadále ke snižování disponibilních příjmů domácností a tudíž i ke snížení jejich spotřeby (ČNB, 2012).

² Míra defaultu – je poměr mezi počtem všech subjektů, u kterých došlo za posledních 12 měsíců nově k defaultu (selhání, neschopnost splácet dluhy), a celkovým počtem subjektů dané specifikace.

Ani rok 2013 nepřinesl žádné zásadní změny. Ekonomický růst v eurozóně byl nadále nízký, stejně jako růst české ekonomiky. Vývoj v České republice byl charakterizován nízkou spotřebou domácností a slabým exportem zapříčiněným nepříznivou hospodářskou situací našich odběratelů v čele s Německem. ČNB proto v roce 2013 přistoupila k razantnímu kroku, snížila kurz české koruny mírně nad úroveň kurzového závazku, který činil 27 KCZ/EUR. Od této intervence si ČNB slibovala zvýšení míry inflace, mj. skrze zvyšující se export do zahraničí, což mělo zapříčinit opětovné nastartování ekonomického růstu. Zadluženost a předluženost českých domácností stagnovaly a stále se udržovaly na bezpečných hodnotách, stejně jako podíl úvěrů v selhání na celkových poskytnutých úvěrech (ČNB, 2013).

Situace na finančních trzích v České republice se v roce 2014 vyvíjela příznivě. Pozitivní vývoj byl způsoben uvolněním fiskální politiky státu v předchozím roce, zvýšeným exportem díky slabší koruně a pozvolným, avšak stabilním růstem ekonomik našich hlavních obchodních partnerů v čele s Německem. V roce 2014 došlo ke zpomalení dynamicky rostoucích ekonomik rozvíjejících se zemí, toto zpomalení bylo mimo jiné způsobeno propadem cen některých strategických komodit, např. ropy. Během roku 2014 došlo ke zlepšení situace na trhu práce, rostoucí příjmy domácností spolu se snižujícími se úrokovými sazbami z hypotečních a spotřebitelských úvěrů vedly ke snížení podílů zaplacených úroků na disponibilních důchodech domácností. Pozice bank a pojišťoven je v ČR již tradičně velice dobrá, roste jejich ziskovost, kapitálová vybavenost i likvidita (ČNB, 2014).

Rok 2015 byl z hlediska ekonomického růstu velice povedený a úspěšný. Česká ekonomika dosáhla nejvyššího růstu od začátku světové finanční krize. Rostoucí příjmy domácností, stále se snižující ceny pohonných hmot a nízké úrokové sazby se zapříčinily o celkové zlepšení kondice české ekonomiky a zvýšení životní úrovně obyvatelstva.

Podle původního plánu se mělo od regulace kurzu české koruny upustit v druhé polovině roku 2016, tento krok byl však přesunut do roku 2017.

2.4 Finanční stabilita v Polsku

K popisu finanční stability v Polsku je využita polská obdoba zprávy o finanční stabilitě, která je publikována Komisí pro finanční stabilitu (Komitet Stabilności Finansowej) a zveřejňována na webových stránkách Polské národní banky (Bank Narodowy Polski, BNP).

Situace na Polských finančních trzích, byla obdobná jako v České republice. Před vypuknutím světové finanční krize se polskému bankovníctví dařilo dobře. Polské banky disponovaly dostatečným množstvím kapitálu a v letech 2004 a 2005 se bankovní sektor jako celek dostal opakovaně na svá nová maxima z hlediska dosahovaného zisku, a to navzdory

rostoucí konkurenci mezi komerčními bankami. Svůj podíl na trhu navyšovaly také nebankovní finanční instituce, které v roce 2005 zaznamenaly vyšší meziroční nárůst aktiv než instituce bankovní. Platební styk probíhal bez větších problémů a celková situace na polských finančních trzích se dala hodnotit jako stabilní (BNP, 2004 a 2005).

V roce 2006 pokračovaly polské finanční trhy, stejně jako celá ekonomika, v růstu. Zvyšovaly se investice společností a také poptávka domácností po úvěrech, zejména po hypotékách. V roce 2006 docházelo k rozšiřování klientely bank a ke zmírňování podmínek nutných k dosažení úvěru. Banky podstupovaly při poskytování úvěrů vyšší riziko, než byly ochotny podstupovat dříve (BNP, 2006).

Po vypuknutí finanční krize v letech 2007 a 2008 se situace v Polsku vyvíjela víceméně obdobně jako v České republice. Polské finanční trhy nebyly na globálních finančních trzích příliš závislé, mimo jiné z důvodu absence aktivního trhu úvěrových derivátů a neochoty polských bank provádět tyto transakce na mezinárodních finančních trzích a struktury vkladů uložených do bank, jež byly z drtivé většiny tvořeny vklady rezidentních nefinančních subjektů. Všechny tyto aspekty měly za následek minimální dopady světové finanční krize na polský bankovní sektor (BNP, 2008).

Léta 2009 až 2013 nepřinesly, stejně jako v případě České republiky, žádné zásadní změny. Tyto léta byly také v Polsku ve znamení ekonomické recese. Finanční systémy v Polsku fungovaly přesto spolehlivě a finanční stabilita země nebyla nijak ohrožena.

V roce 2014 došlo rovněž v Polsku k ekonomickému oživení a ke zrychlování tempa růstu HDP (polsky PKB – Produkt Krajowy Brutto). Toto oživení bylo stejně jako v České republice, ve srovnání se zbytkem Evropy, potažmo Evropské unie, nadprůměrné. Zapříčinily se o to zejména rostoucí domácí poptávka domácností a zvýšení exportu. Data za rok 2015 uvádějí meziroční růst polské ekonomiky o 3,5 %. Ze zpráv NBP vyplívá, že se podobně vysoký růst očekává i pro několik nejbližších budoucích let (BNP, 2015).

2.5 Makrobezpečnostní politika v ČR

2.5.1 Obecná ustanovení

Zákon o České národní bance (zákon č. 6/1993 Sb., o České národní bance) vedle stanovení cíle cenové stability uvádí, že ČNB rozpoznává, sleduje a posuzuje rizika ohrožení stability finančního systému a v zájmu předcházení vzniku nebo snižování těchto rizik přispívá prostřednictvím svých pravomocí k odolnosti finančního systému a udržení finanční stability a vytváří tak makrobezpečnostní politiku. V praktické rovině lze makrobezpečnostní politiku

definovat jako aplikaci sady nástrojů, jejichž cílem je snížit zranitelnost (resp. zvýšit odolnost) finančního systému prostřednictvím omezování vzniku rizik, která mohou pro systém jako celek vytvářet jednotlivé finanční instituce nebo jejich vzájemné vazby (ČNB, 2016).

2.5.2 Nástroje makroobezřetnostní politiky uplatňované ČNB

Proticyklická kapitálová rezerva - úkolem tohoto nástroje je zvýšit odolnost finančního systému vůči rizikům spojeným s chováním bankovního sektoru v průběhu finančního cyklu, zejména s výraznými výkyvy v úvěrové dynamice, které zesilují cyklické kolísání ekonomické aktivity. Tuto rezervu by měly banky vytvářet na základě pokynů regulatorní autority v období nadměrného růstu úvěrů, ve kterém se v důsledku vysoké úvěrové expanze obvykle zvyšují finanční nerovnováhy a dochází k akumulaci systémového rizika. V období poklesu ekonomické aktivity, jež je naopak doprovázeno zvýšením finančního napětí a rostoucími úvěrovými ztrátami, by měla být vytvořená rezerva „rozpuštěna“ a využita bankami jako kapitálový polštář pro krytí ztrát, neboť je nezbytné zabránit propadu úvěrové nabídky bank a přenosu dodatečného šoku z finančního sektoru do reálné ekonomiky.

V době psaní této bakalářské práce byla sazba proticyklické kapitálové rezervy nulová. 3. prosince 2015 však bankovní rada ČNB rozhodla o zavedení 0,5% sazby, která bude pro banky, spotřební a úvěrní družstva a obchodníky s cennými papíry závazná od 1. ledna 2017. Důvodem pro historický první zavedení sazby na nenulovou úroveň je rostoucí dynamika poskytování úvěrů a tím a zvýšení pravděpodobnosti vzniku systémových rizik (ČNB, 2016).

Kapitálová rezerva pro krytí systémového rizika - účelem kapitálové rezervy ke krytí systémového rizika je potlačovat systémové riziko plynoucí z potenciální destabilizace příslušných bank. O tom, které bance a v jaké výši bude nařízeno vytvořit tuto rezervu, rozhoduje ČNB na základě systémové významnosti jednotlivých bank, která je odvozena od velikosti, složitosti, systémové významnosti pro ekonomiku a propojenosti s dalšími finančními institucemi dané banky. V současné době vyžaduje ČNB tvorbu této rezervy od 4 nejvýznamnějších bank na českém trhu.

Název finanční instituce	Sazba
Česká spořitelna, a.s.	3,0%
Československá obchodní banka, a.s.	3,0%
Komerční banka, a.s.	2,5%
UniCredit Bank Czech Republic and Slovakia, a.s.	1,0%

Tabulka 2.5.1 Současné sazby kapitálové rezervy ke krytí systémového rizika (zdroj ČNB)

Bezpečnostní kapitálová rezerva - je jedním z nových obezřetnostních nástrojů sloužících k uchování kapitálu banky. Jedná se o kapitálovou rezervu ve výši 2,5 % z celkového objemu rizikové expozice tvořenou kapitálem nejvyšší kvality (kmenovým kapitálem Tier 1³). Dodržování bezpečnostní kapitálové rezervy je stanoveno zákonem o bankách jako povinné pro všechny banky, přičemž její sazba se v čase nebude měnit. Tato rezerva je často uváděna mezi makrobezřetnostními nástroji. Představuje však spíše nově definovanou součást tradičních mikrobezřetnostních kapitálových požadavků, jakkoli je její působení do určité míry i makrobezřetnostní. Při implementaci evropské regulace do českého práva byla namísto postupného zavádění bezpečnostní kapitálové rezervy využita možnost jejího okamžitého zavedení. Po bankách je požadováno její plnění v plné výši 2,5 % již od roku 2014.

Úřední sdělení České národní banky – např. doporučení k řízení rizik spojených s poskytováním retailových úvěrů zajištěných rezidenční nemovitostí.

Implementace obecného pokynu EBA k identifikaci jiných systémově významných finančních institucí (ČNB, 2016).

³ Tier 1 je část kapitálu banky, která představuje součet splaceného základního kapitálu zapsaného v obchodním rejstříku, splacené emisní ážio, povinné rezervní fondy, ostatní rezervní fondy ze zisku, nerozdělený zisk z předchozích období po zdanění, zisk ve schvalovacím řízení snížený o předpokládané dividendy, zisk běžného období snížený o předpokládané dividendy a odečitatelné položky.

V tabulce 2.5.2 vidíme hlavní zdroje systémová rizika, transmisní kanály a příslušné nástroje k řešení daných rizik.

Systémové riziko	Nadměrný růst úvěrů a finanční páka			Nadměrný splatnostní nesoulad a tržní nelikvidnost		Koncentrace expozic
Klíčové nástroje	Proticyklická kapitálová rezerva	Kapitálové nástroje: -pákový poměr -rezerva ke krytí systémového rizika	Limity na poměr LTV / limity na poměr LTI	Omezení na stabilní financování (např. NSFR, LTD)	Likvidní poplatky	Omezení angažovanosti podle prostistrany, sektoru, geografické
Transmisní kanály	Odolnost bank; příspěvek k oslabení nadměrného růstu úvěrů		Odolnost dlužníků a bank; potlačení procyklického hypotečního úvěrování	Odolnost zdrojové základny vůči odlivům v tísni		Odolnost vůči protistraně a sektorové koncentraci

Tabulka 2.5.2 Systémová rizika, klíčové nástroje a transmisní kanály (zdroj: ČNB, 2016)

2.5.3 Cíle makrobezpečnostní politiky podle ČNB

K nejdůležitějším cílům makrobezpečnostní politiky patří:

- zmírnit a vyloučit nadměrný růst úvěrů a finanční páky,
- zmírnit a vyloučit nadměrný nesoulad splatností a nedostatek likvidity na trhu,
- omezit koncentraci přímých a nepřímých expozic,
- omezit rizika spojená s nežádoucí motivací finančních institucí a morálním hazardem (ČNB, 2016).

2.5.4 Zátěžové testy

V rámci makrobezpečnostní politiky využívá ČNB nástroje zátěžových testů. Jejich výsledky jsou zveřejňovány v rámci Zpráv o finanční stabilitě. Zátěžové testy se od roku 2012 provádí s pololetní frekvencí, dříve se dělaly i čtvrtletně. Výsledky těchto testů slouží ke zhodnocení odolnosti finančního systému vůči možným nepříznivým vlivům a šokům.

Výchozím bodem pro zátěžové testy jsou alternativní makroekonomické scénáře. Základem je zde oficiální predikční model ČNB doplněný o odhady vývoje některých proměnných. Zátěžové testy jsou následně sestavovány na základě rizik, jež byla stanovena jako v blízké době nejpravděpodobnější. Předpověď vývoje HDP, inflace a dalších makroekonomických veličin pro následujících osm čtvrtletí vstupuje do modelu růstu úvěrů a

modelu kreditního rizika. Modely kreditního rizika slouží k predikci hlavních parametrů úvěrového rizika, především hodnoty pravděpodobnosti selhání pro čtyři hlavní úvěrové segmenty (nefinanční podniky, úvěry obyvatelstvu na bydlení, spotřebitelské úvěry obyvatelstvu a ostatní úvěry). Modely růstu úvěrů slouží k odhadu růstu bankovních portfolií v závislosti na makroekonomickém vývoji (ČNB, 2016).

V rámci zátěžových testů se největší důraz přikládá k testování úvěrového rizika. Základem je využití veličiny PD (probability of default) u každého ze čtyř hlavních segmentů úvěrového portfolia. Druhým parametrem úvěrového rizika je ztráta při selhání (loss given default, LGD). Tato veličina je sestavována odborníky na základě aktuálního makroekonomického vývoje (ceny nemovitostí, regulatorní pravidla apod.). Posledním parametrem je veličina expozice při selhání (exposure at default, EAD), jež je sestavována na základě modelu pro úvěrový růst.

Dopady nárůstu rizikových veličin PD, LGD a EAD:

- Součinem těchto třech veličin jsou pro každé čtvrtletí a každý úvěrový segment spočteny ztráty, vůči kterým budou banky tvořit nové opravné položky
- Pro banky, které využívají pokročilejší přístup pro výpočet kapitálových požadavků k úvěrovému riziku v rámci Basel II, jsou kapitálové požadavky (respektive rizikově vážená aktiva, RVA2) k úvěrovému riziku funkcí parametrů PD, LGD a EAD. Vzhledem k tomu, že tento přístup aplikují největší banky v ČR, je pro jednoduchost tato závislost aplikována na všechny banky. Nárůst PD a LGD tak za podmínky neměnného objemu portfolia vede k nárůstu RVA.

2.6 Makrobezpečnostní politika v Polsku (Nadzór makroostrożnościowy)

2.6.1 Obecná ustanovení

Komise pro finanční stabilitu (Komitet Stabilności Finansowej), která byla vytvořena roce 2008, plní funkci dozorčího orgánu v oblasti makrobezpečnostní politiky v Polsku. Tato komise se skládá ze čtyř hlavních institucí v rámci sítě finančního bezpečí, tj. Polská národní banka (Bank Narodowy Polski), Ministerstvo financí (Ministerstwo Finansów), Komise finančního dozoru (Komisja Nadzoru Finansowego) a Bankovní garanční fond (Bankowy Fundusz Gwarancyjny). Této komisi předsedá prezident Polské národní banky (BNP, 2016).

Makrobezpečnostní politika zahrnuje identifikaci, ocenění a monitorování systémových rizik a také činnosti, jež mají těmto rizikům, skrze využití makrobezpečnostních nástrojů, předcházet.

Cílem makroobezřetnostní politiky je omezení systémového rizika, zvláště pak přes posilování odolnosti finančního systému, a také dlouhodobě udržitelný ekonomický růst hospodářství.

2.6.2 Nástroje makroobezřetnostní politiky uplatňované BNP

K využívání konkrétních nástrojů mají pravomoci pouze instituce, do jejichž resortu daná problematika spadá. Ve stanovách o makroobezřetnostním dohledu nad finančním systémem a při řízení krizových situací stojí, že ministr financí zastává funkci vyznačeného orgánu a je zodpovědný za správné využití a nastavení výše:

- **proticyklické kapitálové rezervy (bufora antycyklicznego)** a také za uznání výše proticyklické kapitálové rezervy jiného členského státu, případně třetí země,
- **kapitálové rezervy pro krytí systémového rizika (bufora ryzyka systemowego)** a také uznání výše tohoto ukazatele u jiného členského státu.

Komise pro finanční stabilitu dále také zveřejňuje svá:

- **stanoviska** – v případě identifikace místa vzniku systémového rizika, jež by mohlo ovlivnit finanční systémy nebo jeho blízké okolí,
- **doporučení** – v případě nutnosti využití některého z nástrojů zabezpečujících finanční stabilitu. Tato doporučení jsou mířena k jednotlivým členům Komise pro finanční stabilitu, kteří jsou povinni se těmito doporučeními řídit, případně adekvátně odůvodnit nesouhlas s těmito nařízeními.

2.6.3 Zátěžové testy (Stress tests)

Polská národní banka rovněž využívá nástroje zátěžových testů. Jejich výsledky jsou zveřejňovány v rámci polské obdoby Zpráv o finanční stabilitě a k jejich sestavení je využíváno stejného mechanismu jakého využívá i ČNB. NBP sestavuje stress testy pro každý kvartál daného roku (NBP, 2016).

3 Klasický model lineární regrese

3.1 Úvod

Regresní analýza, slouží pro kvantifikaci vztahu mezi ekonomickými a finančními veličinami označovanými jako *proměnné*. Přesněji řečeno, úkolem regrese je vysvětlit změny

hodnot jedné proměnné změnami hodnot jiných proměnných. V tomto kontextu je *vysvětlovaná proměnná* obvykle označovaná jako y a *vysvětlující proměnné* jako x_1, x_2, \dots, x_k . Vedle termínů vysvětlovaná a vysvětlující proměnné se můžeme setkat i s jinými termíny uvedenými v tab. 3.1.1.

y	x_1, x_2, \dots, x_k
<i>vysvětlovaná proměnná</i>	<i>vysvětlující proměnné</i>
<i>závislá proměnná</i>	<i>nezávislé proměnné</i>
<i>regresand</i>	<i>regresory</i>
<i>efekt</i>	<i>příčiny</i>

Tabulka 3.1.1 Termíny pro proměnné regresního modelu (Cipra, 2013)

Formálně lze *lineární regresní model* zapsat jako

$$y_t = \beta_1 + \beta_2 x_{t2} + \beta_3 x_{t3} + \dots + \beta_k x_{tk} + \varepsilon_t, \quad t = 1, \dots, T, \quad (3.1.1)$$

kde y_t je hodnota vysvětlované proměnné y pozorovaná v čase t ; $x_{t1}, x_{t2}, \dots, x_{tk}$ jsou hodnoty vysvětlujících proměnných pozorované v čase t ; $\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_k$ jsou neznámé parametry modelu, přičemž β_1 je úroňová konstanta a β_2, \dots, β_k jsou vlivy vysvětlujících proměnných na vysvětlovanou proměnnou.; ε_t je reziduální složka modelu. Tento formální zápis je při konkrétní aplikaci vhodně upravován (Cipra, 2013).

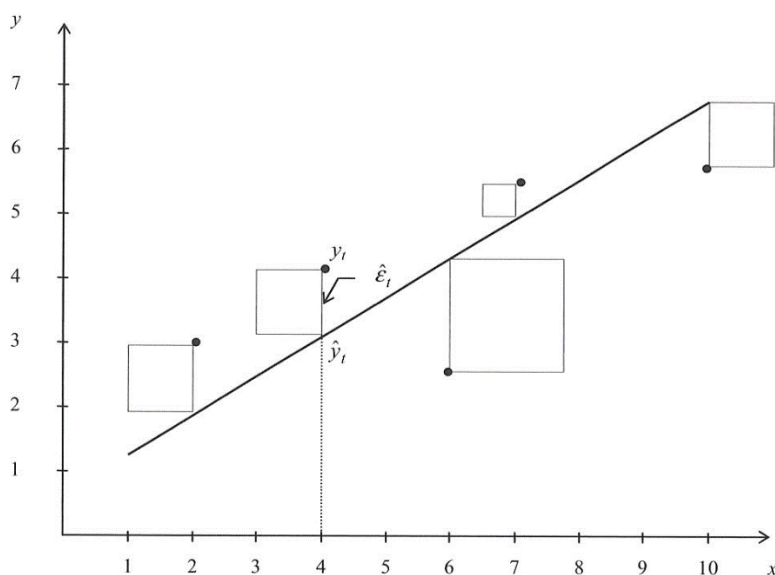
3.2 Metoda nejmenších čtverců

K odhadu parametrů lineárního regresního modelu (3.1.1) se nejčastěji využívá *metody nejmenších čtverců* (*Ordinary Least Squares OLS*), která hledá odhady parametrů β tak, že se vzhledem k těmto parametrům minimalizuje součet obsahů čtverců

$$S = \sum_{t=1}^T (y_t - (\beta_1 + \beta_2 x_{t2} + \beta_3 x_{t3} + \dots + \beta_k x_{tk}))^2, \quad (3.2.1)$$

kde y_t je hodnota vysvětlované proměnné y pozorovaná v čase t ; $x_{t2}, x_{t3}, \dots, x_{tk}$ jsou hodnoty vysvětlujících proměnných pozorované v čase t ; $\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_k$ jsou neznámé parametry modelu, přičemž β_1 je úroňová konstanta a β_2, \dots, β_k jsou vlivy vysvětlujících proměnných na vysvětlovanou proměnnou.

V (3.2.1) se zřejmě minimalizuje součet druhých mocnin vertikálních vzdáleností hodnot vysvětlované proměnné y_t od *regresní nadroviny* (v jednoduché situaci s jedním regresorem na obr. 3.2.1 se jedná o regresní přímku). Z obr. 3.2-1 je zřejmé, že jde o co nejlepší proložení nadroviny množinou pozorovaných bodů. Důvodem, proč se nepoužívají horizontální a ne ortogonální vzdálenosti, je skutečnost, že to jsou hodnoty vysvětlujících (a nikoli vysvětlovaných) proměnných, které v opakovaných regresních výběrech zachovávají fixní hodnoty. Důvod použití druhých mocnin je také přirozený: při použití prostých rozdílů by docházelo k vzájemnému vyrovnávání rozdílů s kladnými a zápornými znaménky a minimalizační úloha by tak neměla smysl (Cipra, 2013).



Obrázek 3.2.1 Metoda nejmenších čtverců (zdroj: Cipra, 2013)

3.3 Heteroskedasticita

Podmínka klasického lineárního regresního modelu v sobě zahrnuje především požadavek konečného a konstantního rozptylu náhodných složek, a tudíž i reziduí modelu (3.1.1), který se označuje jako homoskedasticita. V opačném případě se jedná heteroskedasticitu. S tímto jevem se setkáváme především při odhadu parametrů modelu z průřezových dat, když dochází k velkým změnám v hodnotách vysvětlujících proměnných.

Mnohem méně se heteroskedasticita vyskytuje při odhadu modelu z údajů časových řad (Hušek, 1999).

Příčiny a důsledky heteroskedasticity

1. Chybná specifikace modelu, spočívající ve vynechání některé podstatné vysvětlující proměnné.
2. Mikroekonomická průřezová data nabývají značně rozdílných hodnot v jednom náhodném výběru pozorování, takže rozptyl vysvětlované proměnné, a tím i reziduí, je často funkcí některé vysvětlující proměnné.
3. Při výskytu chyb měření dochází k jejich kumulaci s rostoucí hodnotou vysvětlované proměnné a tím se zvětšuje její rozptyl i rozptyl reziduí.
4. Použijeme-li k odhadu parametrů modelu nikoli původní pozorování, nýbrž například skupinové průměry, spočtené z tříděných údajů (Hušek, 1999).

Heteroskedasticita způsobuje, že odhady regresních i stochastických parametrů, získané metodou nejmenších čtverců (MNČ), ztrácejí některé optimální vlastnosti. Lze dokázat, že i při nedodržení požadavku konečného a konstantního rozptylu poskytuje MNČ nestranné a konzistentní bodové odhady regresních parametrů, které však ztrácejí vydatnost i asymptotickou vydatnost.

K zjišťování heteroskedasticity a k ověření jejích různých forem lze použít celou řadu postupů, z nichž ale žádný nemá univerzální charakter. Protože heteroskedasticita je vlastností náhodných složek, které však neznáme, vycházejí metody testování heteroskedasticity ze známých hodnot reziduí, získaných při odhadu modelu klasickou MNČ.

Jednoduchým testem heteroskedasticity, projevujícím se lineární závislostí směrodatné odchylky náhodných složek modelu na některé z vysvětlujících proměnných, je Spearmanův test korelace pořadí, který je vhodný pro malé i velké výběry.

Nejčastější formou heteroskedasticity, zejména v průřezových údajích, je závislost rozptylu náhodných složek na velikosti pozorování jedné nebo více vysvětlujících proměnných. Velmi používané typy heteroskedasticity představují v ekonometrické analýze tyto funkční formy závislosti rozptylu na vysvětlujících proměnných v i -tém pozorování ($i=1,2,\dots,n$)

$$\sigma_i^2 = x_i' \alpha, \quad (3.3.1)$$

$$\sigma_i^2 = (x_i' \alpha)^2, \quad (3.3.2)$$

$$\sigma_i^2 = \exp(x_i' \alpha), \quad (3.3.3)$$

kde σ_i^2 je rozptyl v i -tém pozorování, x_i je hodnota náhodné složky v i -tém pozorování a α je neznámý parametr modelu.

3.4 Autokorelace

Důležitým předpokladem odhadu lineárního regresního modelu (3.1.1) klasickou MNČ, který je spolu s homoskedasticitou obsažen v podmínce tohoto modelu, je i nulová kovariance, tj. nulové nediagonální prvky kovarianční matice náhodných složek. Pro normálně rozdělené náhodné složky z toho plyne, že jsou po dvojicích nezávislé, takže

$$E(u_t u_s) = \text{cov}(u_t u_s) = 0, \quad t \neq s,$$

kde t , popř. s , značí pozorování v období t , popř. s , tvořící časovou posloupnost. Tento požadavek často není splněn, především při odhadu parametrů modelu z údaj časových řad. Je-li náhodná složka modelu v libovolném období pozorování zkorelována s náhodnou nebo s náhodnými složkami v předcházejících obdobích, hovoříme o autokorelaci nebo sériové korelaci náhodných složek, takže

$$E(u_t u_s) \neq 0, \quad t \neq s.$$

Autokorelace je tudíž chápána jako závislost nikoli mezi dvěma nebo několika proměnnými, nýbrž mezi posloupností hodnot jedné proměnné, uspořádaných v čase, někdy i v prostoru (Hušek, 1999).

Příčiny a důsledky autokorelace

1. Většina údajů časových řad ekonomických veličiny vykazuje značnou setrvačnost, takže jejich pozorování za několik po sobě jdoucích období nejsou závislá, nýbrž sériově zkorelovaná. Například hodnoty HNP, disponibilního důchodu, cenových indexů, investic, produkce, exportu, importu a nezaměstnanosti v jednom období jsou více či méně determinovány svými minulými hodnotami v předcházejících obdobích. Navíc se zpravidla jedná o pozitivní autokorelaci, která odráží cyklické změny trendu. Vynechání takových, byť nepříliš podstatných, vysvětlujících proměnných při specifikaci ekonometrického modelu vede ke vzniku specifikační chyby, která se projeví obvykle pozitivní autokorelací náhodných složek modelu. Někdy se tento případ nazývá kvaziautokorelací.
2. Chybná či nepřesná specifikace matematické formy modelu, spočívající v hrubé aproximaci například kvadratické nebo jiné nelineární funkční závislosti lineárním vztahem. Specifikační chyba tohoto druhu se tak stává součástí náhodné složky.

3. Zahrnutí chyb měření vysvětlované proměnné do náhodné složky modelu.
4. V dynamické ekonometrické analýze vyvolává autokorelaci použití různým způsobem zpožděných vysvětlujících proměnných. Zpožděné hodnoty exogenních proměnných, které vyjadřují jejich časové posuny nebo do několika období rozložený vliv, stejně jako vysvětlující zpožděné endogenní proměnné v autoregresních vztazích jsou příčinou toho, že náhodné složky jsou sériově závislé.
5. Odhad modelu z dat, obsahujících zprůměrované, vyrovnané, interpolované či extrapolované údaje. Všechny tyto úpravy dat mohou systematicky ovlivňovat náhodné složky a způsobovat jejich vzájemnou závislost v různých pozorováních (Hušek, 1999).

Důsledky autokorelace náhodných složek, pokud jde o vlastnosti odhadových funkcí MNČ, jsou obdobné jako v případě heteroskedasticity. Odhady parametrů lineárního regresního modelu klasickou MNČ zůstávají sice nestranné a konzistentní, avšak nemají minimální rozptyl a nejsou ani asymptoticky vydatné. Odhadnuté rozptyly a standardní chyby jsou při použití obvyklých vzorců, odpovídajících předpokladu sériové nezávislosti, vychýlené a nelze se tudíž spolehnout na spočtené intervaly spolehlivosti, ani na běžné testovací postupy, které ztrácejí na síle. V případě pozitivní autokorelace jsou zpravidla odhady standardních chyb odhadnutých parametrů podhodnocené, tj. vychýlené směrem k nule. (Hušek, 1999)

Nejčastěji používaným testem autokorelace prvního řádu je Durbinova-Watsonova (DW) statistika, definovaná vztahem

$$d = \frac{\sum_{t=2}^T (e_t - e_{t-1})^2}{\sum_{t=1}^T e_t^2}, \quad (3.4.1)$$

tj. jako podíl součtu čtverců rozdílů sousedních reziduí a vysvětlovaného, neboli reziduálního součtu čtverců, kde d je hodnota statistiky (v ideálním případě rovna 2) a e_t je hodnota rezidua v čase t .

3.5 Normalita reziduální složky

Mezi základní předpoklady klasického lineárního regresního modelu (3.1.1) patří také normální rozdělení náhodné složky pro všechna t , což lze vyjádřit jako

$$\varepsilon = N(\mu, \sigma^2 \cdot \hat{x}), \quad (3.5.1)$$

kde ε je náhodná složka, μ a σ^2 jsou parametry rozdělení a \hat{x} je aritmetický průměr měřených hodnot.

Předpoklad normality náhodných složek se využívá zejména při specifikaci pravděpodobnosti rozdělení reziduální složky a následném testování hypotéz v modelu i konstrukci konfidenčních intervalů. Normalitu reziduální složky lze často zdůvodnit pomocí centrální limitní věty. Asymptotická teorie odpovídá na otázky, co se stane, jestliže rozsah výběrového souboru se bude blížit nekonečnu. V regresním modelu jsou potom asymptotické výsledky totožné s doposud odvozenými výsledky, např. odhad regresních koeficientů metodou nejmenších čtverců, který se chová podle normálního rozdělení:

$$\beta \sim N(\beta, \sigma^2 (X_1' X_1))^{-1}. \quad (3.5.2)$$

Tato skutečnost je dále využita k odvození konfidenčních intervalů a postupů při testování hypotéz (Hančlová, 2012).

Pokud pracujeme s malými výběrovými soubory, je potom žádoucí otestovat normalitu náhodných složek. Jednotlivé náhodné složky jsou neznámé, a proto využíváme jejich odhady – reziduální složky. V praxi je normality modelu zpravidla dosaženo až asymptoticky, tj. pro velké rozsahy výběrových souborů.

Při testování normality reziduální složky používáme grafické nástroje:

- histogram rozdělení četnosti reziduí, který porovnáváme s Gaussovou teoretickou křivkou,
- pravděpodobnostní P-P a Q-Q grafy.

Mezi nejpoužívanější neparametrické testy normality reziduí zahrnujeme:

- χ^2 test dobré shody,
- Jarque-Bera test (JB-test) a
- Kolmogorovův-Smirnovův test (KS-test) (Hančlová, 2012).

3.6 Multikoliarita

Jedním z klasických požadavků, jehož splnění je nezbytné pro reálný odhad parametrů lineárního regresního modelu MNC, je lineární nezávislost všech sloupců matice pozorování X . To znamená, že vysvětlující proměnné nejsou perfektně lineárně zkorelovány, takže žádnou z nich nelze vyjádřit jako lineární kombinaci jiné nebo jiných vysvětlujících proměnných matice X nebo $X'X$, mají plnou hodnotu, rovnající se počtu vysvětlujících proměnných. Je-li tato podmínka porušena, vzniká perfektní kolinearita nebo multikolinearita, která způsobuje, že

součin $X'X$ je singulární matice s determinantom $|X'X| = 0$, takže neexistuje inverzní matice $(X'X)^{-1}$ a nelze stanovit odhadovou funkci MNČ (Hušek, 1999).

V praktické ekonometrické analýze se tento extrémní případ perfektní lineární závislosti vysvětlujících proměnných vyskytuje zřídka, avšak často se setkáváme s tím, že některé nebo všechny vysvětlující proměnné jsou silně, ne však perfektně, kolineární. Jsou-li sloupce matice X značně, avšak nikoli zcela lineárně závislé, determinant $|X'X|$ je sice blízký nule, ale inverzní matici $(X'X)^{-1}$ lze určit. Tento případ nazýváme kolinearita nebo multikolinearita. Termín multikolinearita odpovídá existenci více než jednoho vztahu lineární závislosti mezi pozorováními vysvětlujících proměnných, zatímco kolinearita označuje existenci pouze jednoho lineárního vztahu mezi sloupci matice X . V praxi se však používá výraz multikolinearita obvykle v obou případech. Opačným extrémem k perfektní multikolinearitě je případ ortogonálních vysvětlujících proměnných, kdy sloupce matice X jsou po dvojicích ortogonální, neboli mají nulovou kovarianci. Ani tento extrém perfektní lineární nezávislosti vysvětlujících proměnných není v praxi obvyklý (Hušek, 1999).

Běžnou metodou zjišťování multikolinearity je posuzování výběrových hodnot párových korelačních koeficientů vysvětlujících proměnných. Obecně se pokládá multikolinearita za neúnosnou, dosáhne-li některý z jednoduchých koeficientů korelace absolutní hodnoty větší než 0,8, popř. 0,9. Toto pravidlo ovšem selhává, obsahuje-li lineární regresní model více než dvě vysvětlující proměnné. V takové situaci se doporučuje postupovat tak, že pro každou vysvětlující proměnnou X a zbývajících $k-1$ proměnných spočteme nejdříve dílčí koeficienty vícenásobné determinace R_j^2 a je-li některý z nich blízký jedné, usuzujeme na silnou multikolinearitu (Hušek, 1999).

3.7 Stacionarita

Specifikace modelů časových řad vychází mj. z předpokladu, že sdružené nebo simultánní rozdělení množiny T pozorování Y_1, Y_2, \dots, Y_T je stejné jako simultánní rozdělení budoucích pozorování $Y_{1+h}, Y_{2+h}, \dots, Y_{T+h}$ pro všechna T a h , tj. nezávislé na čase. Je-li tato podmínka splněna, jde o striktně či silně stacionární časovou řadu, resp. stochastický proces, jehož všechny momenty, nejen např. prvního a druhého řádu, jsou nezávislé na čase t . V praktické analýze časových řad je tato podmínka příliš rigorózní, a proto se vyžaduje splnění mírně omezujícího předpokladu pro stochasticky stálou časovou řadu, který se týká vlastností pouze momentů prvního a druhého řádu. Časová řada, resp. stochastický proces, kterým je generována, se označují jako slabě stacionární druhého řádu, jestliže jejich průměry a rozptyly jsou v čase neměnné, přičemž kovariance libovolných dvou pozorování časové řady závisí

pouze na velikosti zpoždění, tj. na délce časového posunu mezi nimi, nikoliv na hodnotě t , resp. T . někdy se tato definovaná slabá stacionárnost časové řady nazývá kovarianční stacionárností nebo také stacionárností v širším smyslu.

Stacionárnost časové řady je důležitým předpokladem pro kvalitu predikce jejího budoucího chování na základě minulých pozorování. Není-li stochastický proces, generující konkrétní výběr T pozorování časové řady, v čase stabilní, neboli není konzistentní s budoucími časovými hodnotami predikované náhodné veličiny Y_t , nelze očekávat, že předpovědi získané na základě informace o jejích chování v minulosti budou reálné (Hušek, 1998).

4 Data

4.1 Úvod

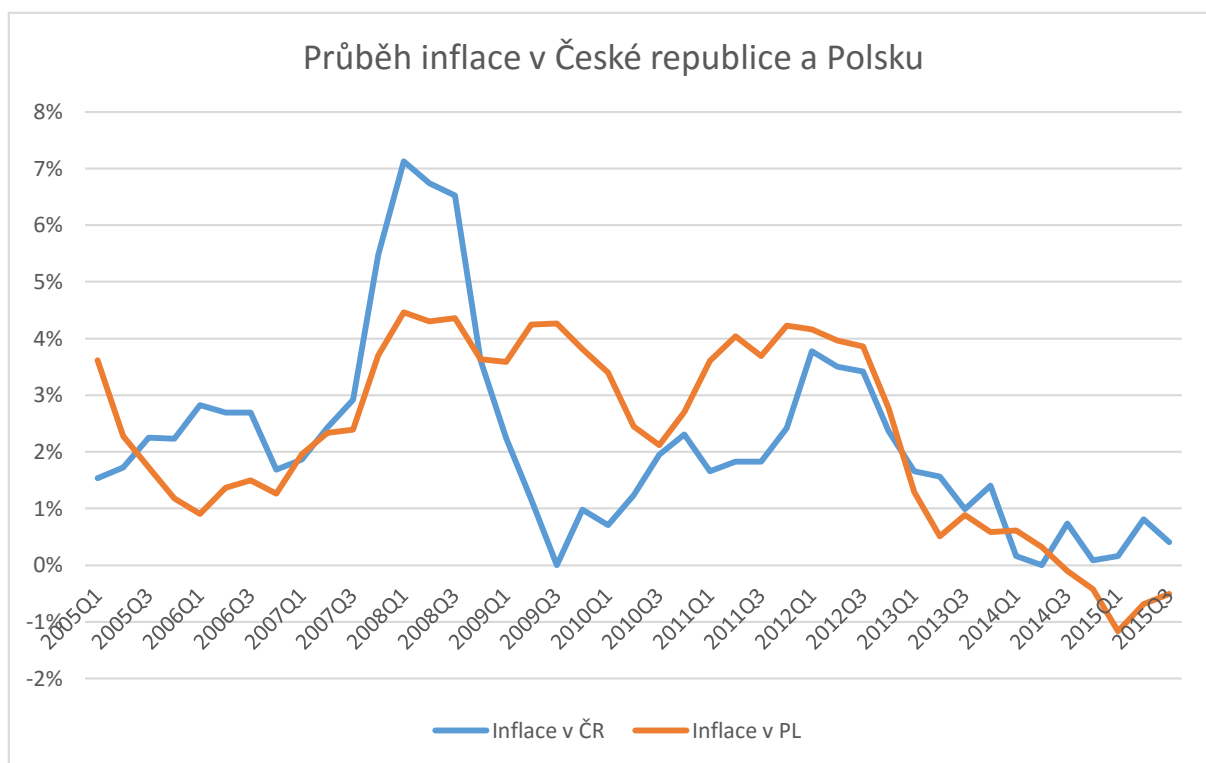
Veškerá data, která budou zpracována v regresních lineárních modelech, pocházejí z databáze Českého statistického úřadu (ČSÚ) nebo ze systému časových řad České národní banky ARAD. V případě dat pro Polsko byla data čerpána z databáze Eurostatu.

4.2 Grafy vývoje jednotlivých ukazatelů

4.2.1 Inflace

Inflace je definována jako růst všeobecné cenové hladiny. Míra inflace vyjadřuje, jak se změnila cenová hladina oproti předchozímu období. Jelikož v ekonomice mají různé statky a různé služby odlišné ceny a zpravidla se nemění všechny stejnou měrou a stejným směrem, je potřeba vyjádřit tyto ceny pomocí jednoho čísla (agregátně), k čemuž slouží různé cenové indexy (Brčák, Sekerka, Stará, 2014).

V této práci je k výpočtu inflace v České republice použit index spotřebitelských cen CPI, pro Polsko harmonizovaný index spotřebitelských cen HCPI. Jejich hodnoty byly pro Českou republiku získány ze systému časových řad ARAD, pro Polsko z databáze Eurostatu.



Obrázek 4.2.1 Průběh inflace v České republice a Polsku od roku 2005 do roku 2015 (ČNB, Eurostat, 2016)

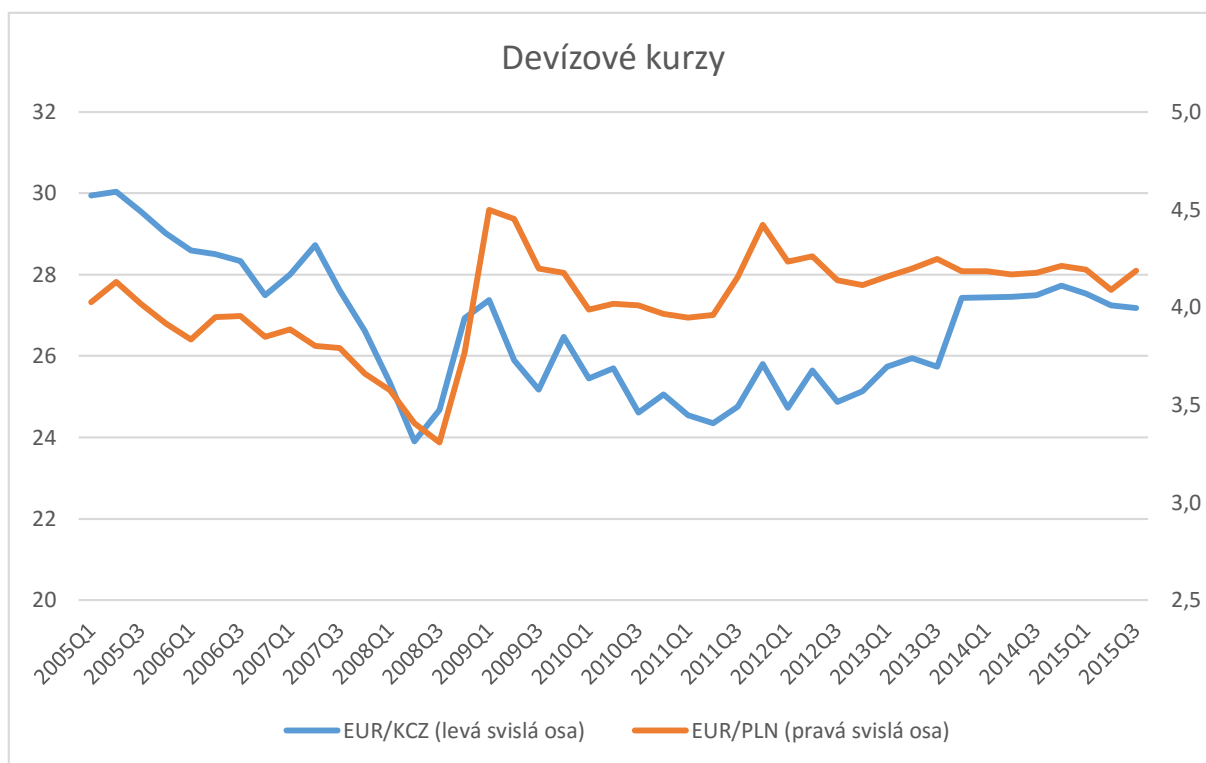
Z grafu na obrázku 4.2.1 je patrný vysoký nárůst míry inflace od roku 2007 do konce roku 2009. Tento abnormální vývoj byl způsoben propuknutím světové finanční krize a vysokou nervozitou na finančních trzích s ní spjatou, ale také změnami v systému nepřímých daní v České republice.

V posledních dvou letech můžeme v České republice sledovat míru inflace pod hodnotou 1%, tento vývoj je zapříčiněn nízkou cenou ropy na světových trzích a tudíž i nižšími cenami pohonných hmot pro konečné spotřebitele, ale také např. snižujícími se cenami některých potravin. Cílem ČNB je dosažení stabilní inflace okolo úrovně 2%.

V Polsku dochází od 3. čtvrtletí 2014 dokonce ke snižování cenové hladiny. Největší vliv na toto snižování měly především klesající ceny potravin (-1,7%), oblečení a obuvi (-4,9%), vzdělávání (-6%) a také transportu (-1%) (NBP, 2015).

4.2.2 Devizové kurzy české koruny a polského zlotého vůči euru

Údaje o hodnotách devizového kurzu české koruny zveřejňuje ČNB v souladu s § 35 Zákona č. 6/1993 Sb., o České národní bance (ČNB, 2016). Údaje použité v regresních lineárních modelech byly staženy ze systému časových řad ARAD a z databáze Eurostatu.



Obrázek 4.2.2 Graf vývoje devízových kurzů české koruny a polského zlotého vůči euru (ČNB, Eurostat, 2016)

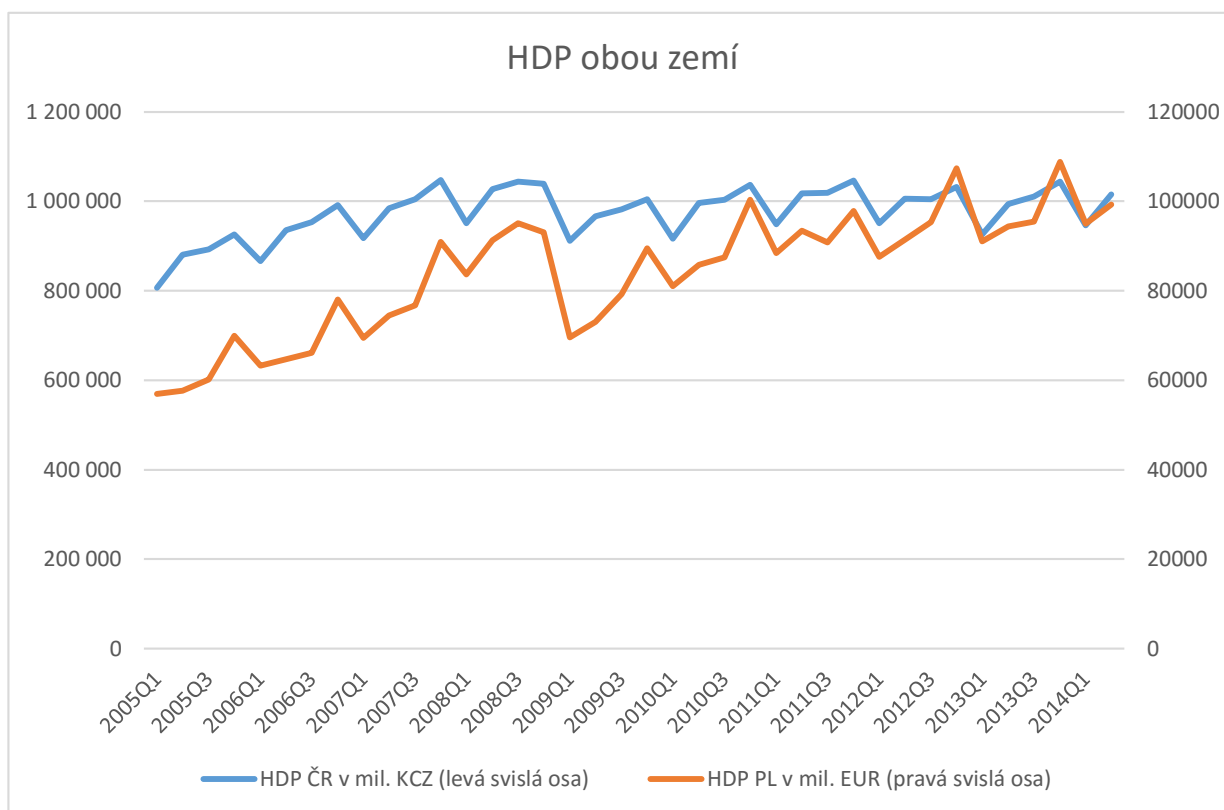
Největší výkyvy ve vývojovém trendu kurzu obou sledovaných měn vůči euru můžeme sledovat v období mezi léty 2007 až 2009. Tento nestabilní vývoj byl zapříčiněn propuknutím světové finanční krize, která vyvolala na finančních trzích kolísavou poptávkou po jednotlivých měnách.

Po zklidnění tohoto nežádoucího trendu česká koruna vůči euru dlouhodobě posilovala a držela se okolo úrovně 25 KCZ/EUR. Za účelem zvýšení inflace se ČNB v roce 2013 rozhodla pro snížení hodnoty české koruny těsně nad úroveň kurzovního závazku, jež činí 27 KCZ/EUR. K upuštění od těchto intervencí mělo dojít podle původního plánu během letošního roku, bankovní rada ČNB se však rozhodla posunout konec svých intervencí do roku 2017.

V případě polského zlotého sledujeme od ustálení situace po propuknutí finanční krize vyrovnaný průběh devízového kurzu okolo úrovně 4,3 EUR/PLN.

4.2.3 Hrubý domácí produkt (HDP)

Hrubý domácí produkt vyjadřuje hodnotu finální produkce vytvořené za určité období výrobními faktory, které působily na území daného státu, bez ohledu na to, kdo dané výrobní faktory vlastní a kdo danou produkci realizuje (zda to jsou rezidenti nebo nerezidenti ČR) (Brčák, Sekerka, Stará, 2014).



Obrázek 4.2.3 Graf vývoje hodnot HDP České republiky a Polska (ČSÚ, Eurostat, 2016)

Při pohledu na hodnoty jednotlivých čtvrtletí z obrázku 4.2.3 je patrné, že se HDP obou zemí vyvíjí silně cyklicky. Začátkem roku jsou hodnoty HDP výrazně nižší, než je tomu ke konci roku. Tento vývoj je zapříčiněn sezónností některých prací a odvětví, jako např. zemědělství nebo stavebnictví.

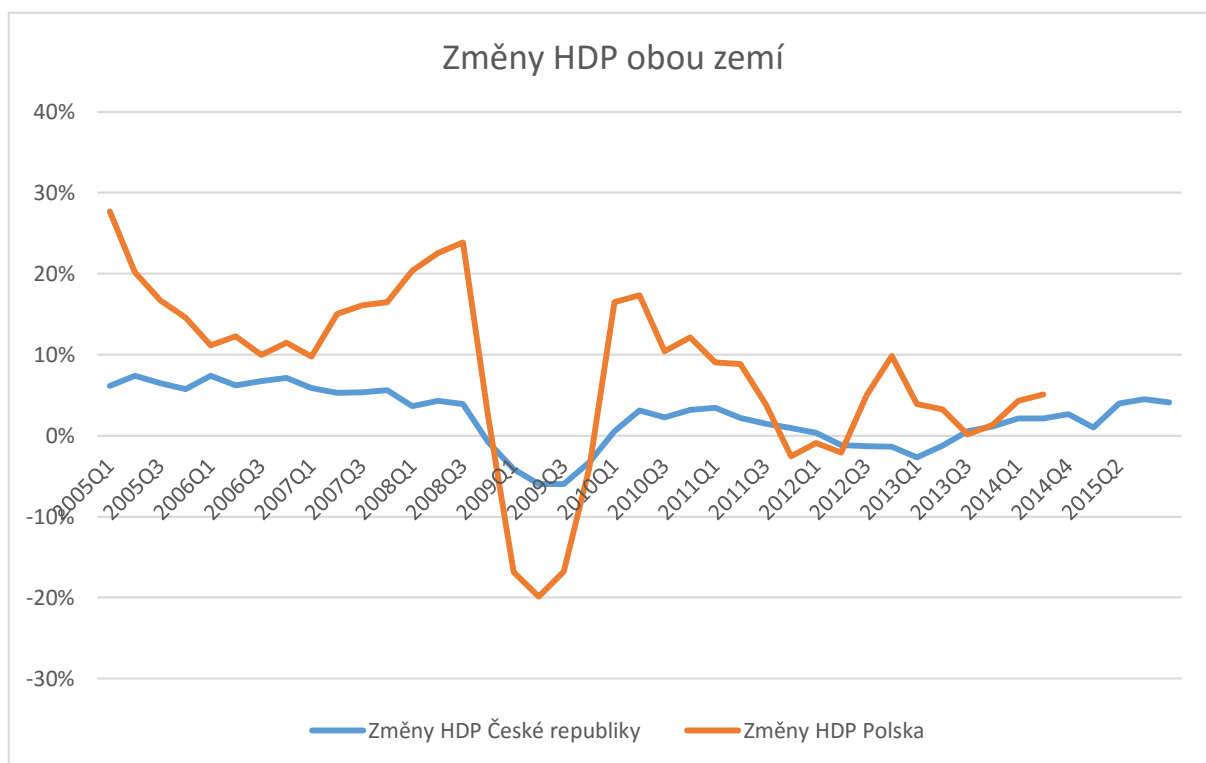
Na grafu z obrázku 4.2.4 lze sledovat meziroční změny kvartálních hodnot HDP obou zemí. Na první pohled je patrný pokles po propuknutí světové finanční krize v roce 2007, který se však v plné míře na úrovni HDP projevil až se zpožděním v letech 2009 a 2010.

Polská ekonomika byla tímto nepříznivým šokem poznamenána daleko více, než-li ekonomika česká. Díky relativně nízké závislosti polské ekonomiky na exportu a vysoké vnitřní spotřebě se však dokázala rychle vzpamatovat a dostat se téměř na předkrizové hodnoty.

Od roku 2013 lze pozorovat konstantní růst českého HDP, který byl přerušen pouze na přelomu let 2014 a 2015. Toto přerušení mohlo být způsobeno zavedením “prostiruských” sankcí po ruské anexi Krymu a nemožností českých exportérů vyvážet své produkty na tamní trh.

Přesto se stal rok 2015 s průměrným ročním růstem HDP o 4,3% rekordním (ČSÚ, 2016).

V případě dat o polském HDP z Eurostatu končí časová řada v roce 2014.



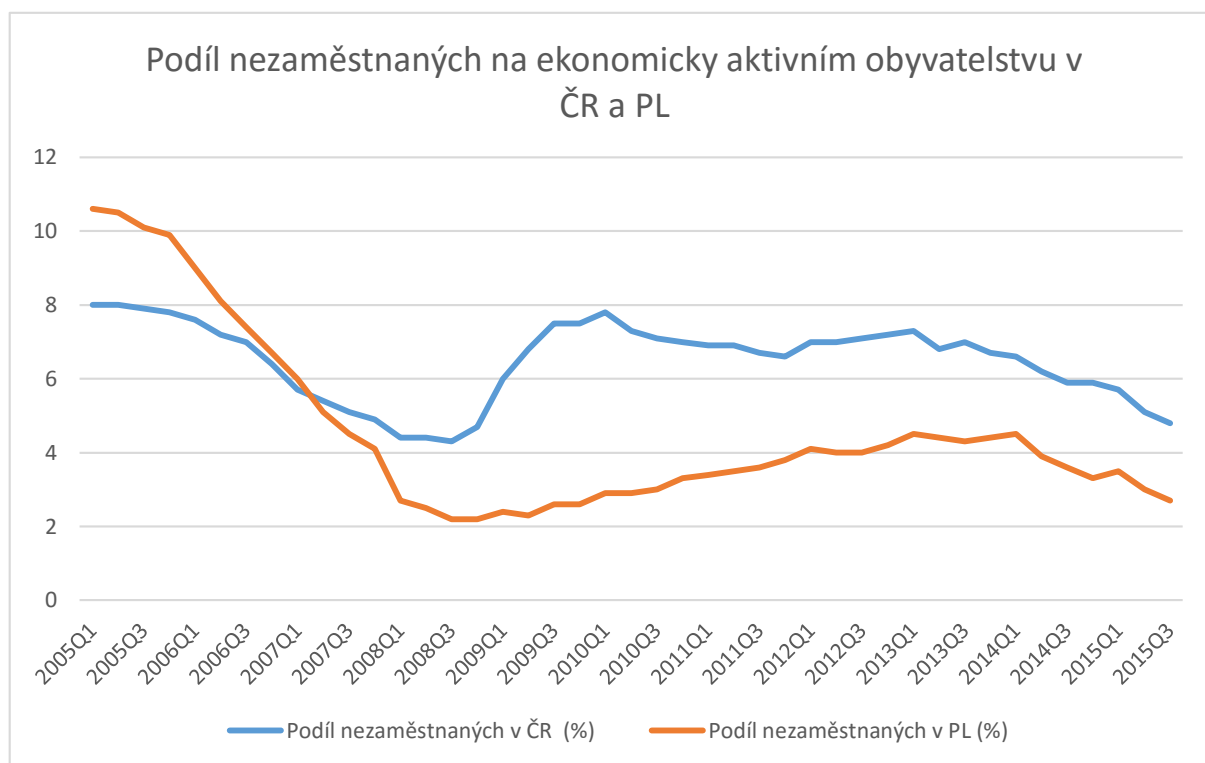
Obrázek 4.2.4 Graf vývoje změn HDP v České republice a Polsku (ČSÚ, Eurostat, 2016)

4.2.4 Míra nezaměstnanosti

Míra nezaměstnanosti podle ekonomické teorie vyjadřuje procentuální podíl nezaměstnaných na ekonomicky aktivním obyvatelstvu, tedy na skupině lidí zaměstnaných a nezaměstnaných. Nikoliv na ekonomicky neaktivním obyvatelstvu (např. děti nebo důchodci). V současné době je Českým statistickým úřadem vykazován podíl nezaměstnaných (evidovaných na úřadech práce) na obyvatelstvu ve věku 15-64 let (Brčák, Sekerka, Stará, 2014).

Z grafu na obrázku 4.2.5 můžeme sledovat dlouhodobý trend snižování podílu nezaměstnaných na ekonomicky aktivním obyvatelstvu. Tento trend byl výrazně narušen mezi lety 2008 až 2010. Nárůst nezaměstnanosti v tomto období byl zapříčiněn světovou finanční krizí, která měla nepříznivý vliv na produkci většiny podniků a tím i jejich poptávku po pracovní síle.

V posledních několika letech však vidíme výrazné snižování podílu nezaměstnaných. V celoevropském měřítku patří Česká republika k zemím s nejnižším podílem nezaměstnaných na ekonomicky aktivním obyvatelstvu.



Obrázek 4.2.5 Podíl nezaměstnaných na ekonomicky aktivním obyvatelstvu v ČR a PL (ČNB, Eurostat, 2016)

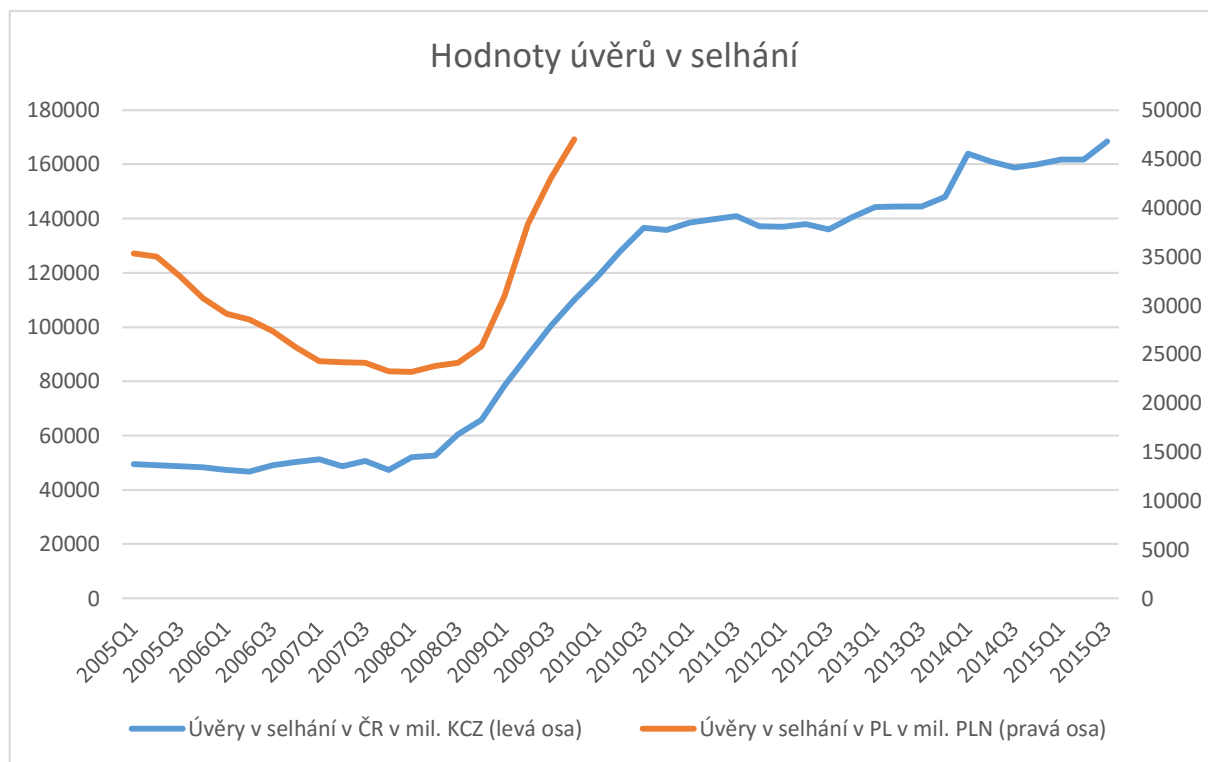
4.2.5 Úvěry v selhání

Úvěry v selhání jsou v ČR definovány v metodice SNA 2008 (System of National Accounts, kapitola 13, odstavec 13.66, str. 266). Úvěry se v rozvaze zaznamenávají v účetní hodnotě, v níž jsou vykazovány v účetnictví daného subjektu. Úvěr je evidován jako úvěr v selhání v případě, že jsou platby jistiny v prodlení 90 nebo více dní po datu splatnosti. Jestliže je úvěr klasifikován jako úvěr v selhání, měl by takto zůstat označen (nebo všechny úvěry, které jej nahrazují), dokud nezačne být znovu splácen (tedy nejsou přijaty příslušné platby) nebo není odepsána jistina u tohoto úvěru nebo úvěrů následných, které původní úvěr nahrazují (MFČR, 2016).

Z grafu na obrázku 4.2.6 je patrný prudký nárůst objemu úvěrů v selhání v obou zemích po propuknutí světové finanční krize, tedy v letech 2009 až 2010. Tento nárůst byl zapříčiněn neschopností dlužníků splácet své závazky. Podniky se musely vypořádat s úbytkem zakázek a tržeb a jednotlivé domácnosti s případnou ztrátou zaměstnání, která pramenila v celkově špatné kondici české, ale i evropské ekonomiky.

Polská národní banka přestala od roku 2010 požadovat od bank a finančních institucí poskytujících peněžní prostředky informace o úvěrech, jež nejsou jejími vlastníky spláceny.

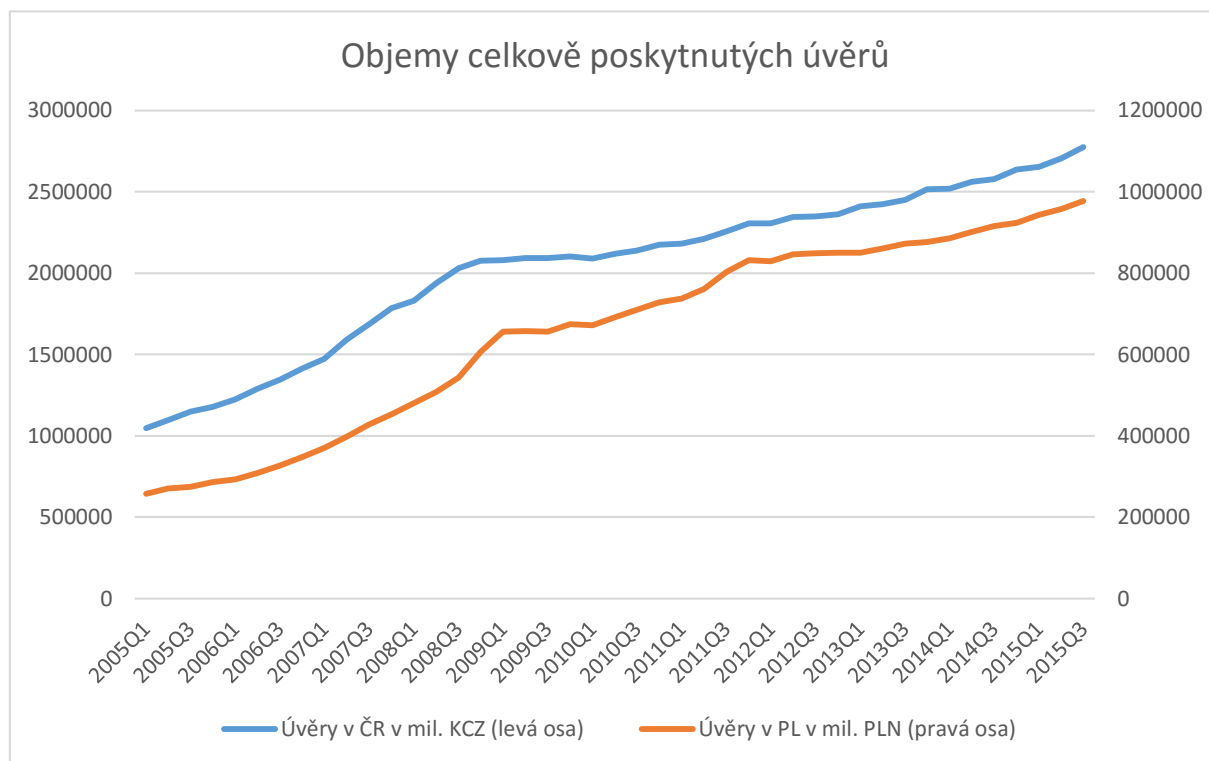
Přestala tudíž také do svých výročních správ zahrnovat ukazatel úvěrů v selhání (v polštině *kredyty zagrożone*) (NBP, 2016).



Obrázek 4.2.6 Hodnoty úvěrů v selhání v České republice a Polsku (ČNB, NBP, 2016)

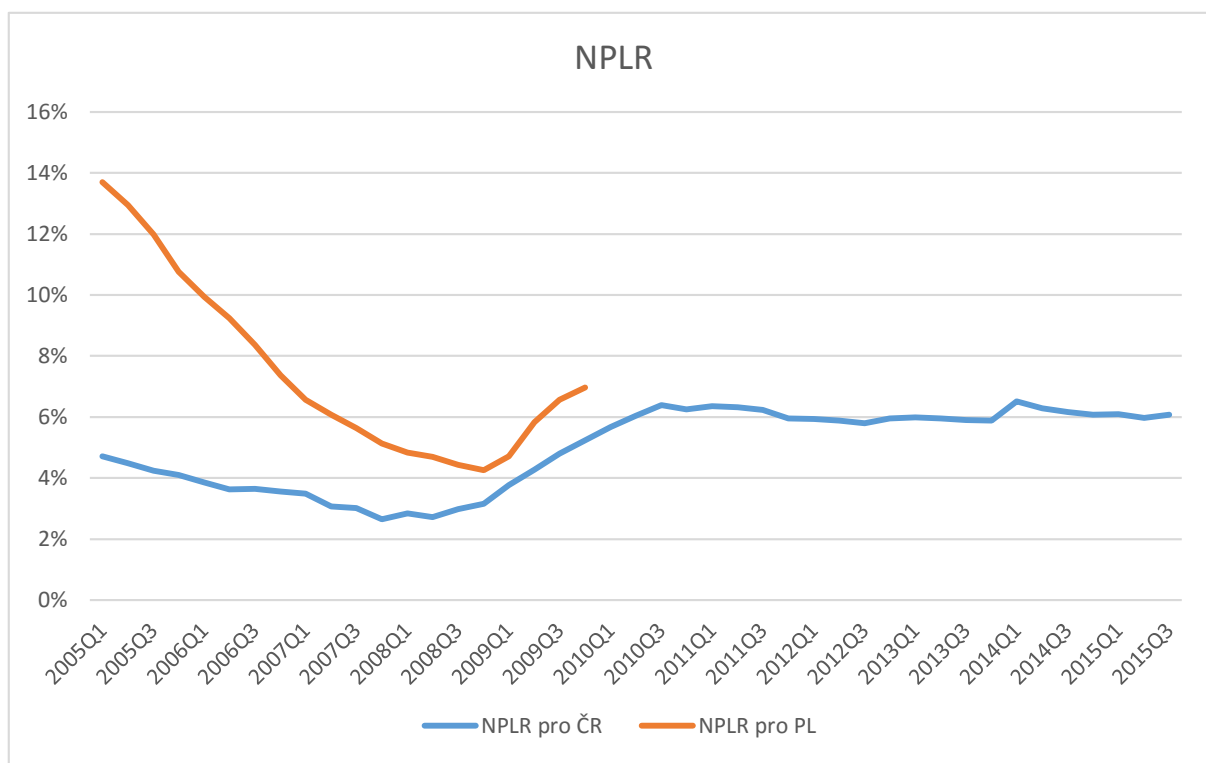
4.2.6 NPLR

Ukazatel NPLR nám udává procentuální podíl úvěrů v selhání na celkově poskytnutých úvěrech.



Obrázek 4.2.7 Graf časového vývoje celkově poskytnutých úvěrů (ČNB, NBP, 2016)

Z grafu na obrázku 4.2.7 můžeme sledovat stabilní růst objemu poskytnutých úvěrů v obou zemích. Tento růst byl v období těsně po propuknutí finanční krize prudší než v ostatních letech. Mohlo to být zapříčiněno neschopností domácností pokrýt své výdaje pouze z mezd a platů, případně sníženými tržbami podniků, které si na pokrytí svých nákladů musely peníze půjčovat.

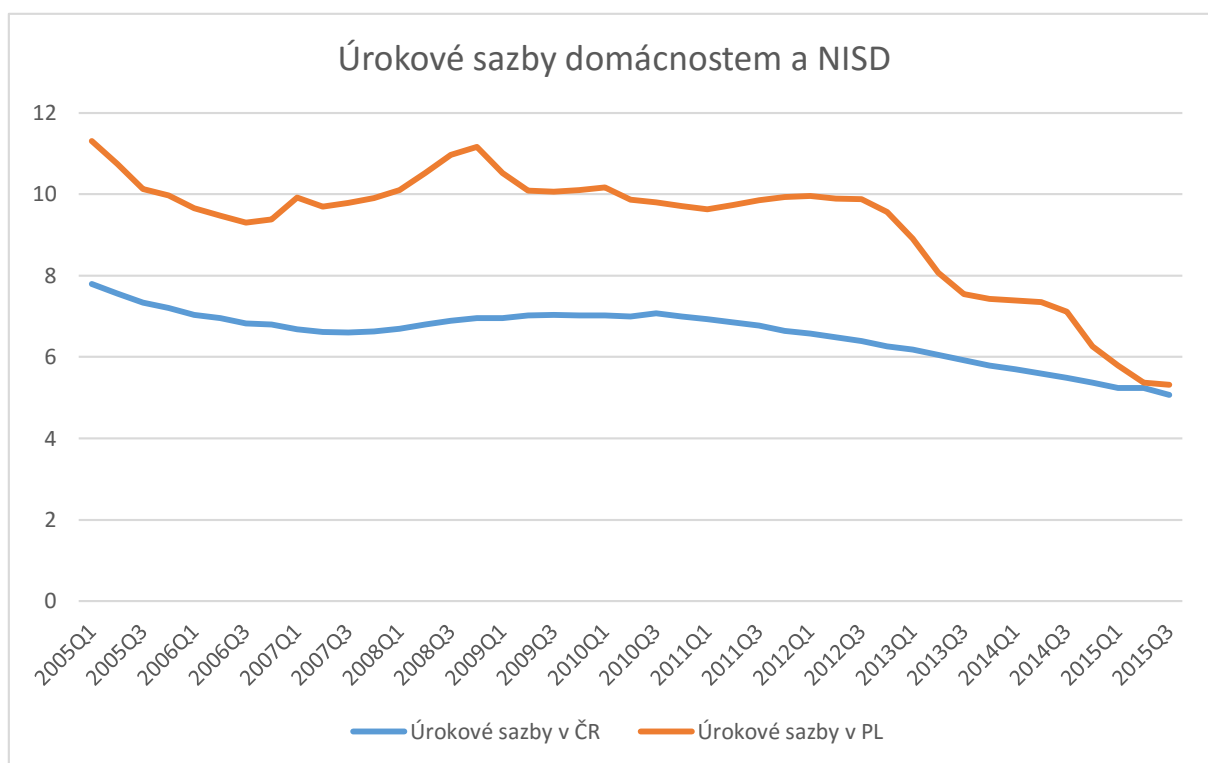


Obrázek 4.2.8 Graf ukazatele NPLR – podíl úvěrů v selhání na celkově poskytnutých úvěrech (ČNB, NBP, 2016)

Z grafu na obrázku 4.2.8 je zřejmý nárůst podílů problémových úvěrů na celkových úvěrech v obou zemích po propuknutí světové finanční krize. Od konce roku 2010 můžeme sledovat spíše konstantní vývoj tohoto ukazatele v České republice. Časová řada pro Polsko končí v roce 2009, neboť Polská národní banka přestala od roku 2010 sledovat ukazatel úvěrů v selhání.

4.2.7 Úvěry domácnostem a NISD

Následující ukazatel nám poskytuje informace a vývoji úrokových sazeb, za které si české a polské domácnosti a neziskové instituce sloužící domácnostem (NISD) mohly od bank půjčovat peněžní prostředky.



Obrázek 4.2.9 Úrokové sazby úvěrů pro české a polské domácnosti a NISD (ČNB, NBP 2016)

Na obrázku 4.2.9 můžeme sledovat dlouhodobý trend snižování úrokových sazeb pro domácnosti a NISD v obou zemích. Úroky, a tedy cena peněžních prostředků, jsou tlačeny dolů rostoucí nabídkou a zvyšující se konkurencí na trhu poskytování úvěrů.

K mírnému nárůstu úrokových sazeb došlo po propuknutí světové finanční krize, což bylo zapříčiněno zvýšenou nervozitou na finančních trzích.

5 Lineární regresní model

5.1 EViews

Pro výpočet lineární regrese byl v naší práci využit program EViews.

5.2 Výsledky pro Českou republiku

5.2.1 Import dat a první výsledky

Po správném importu dat z Excelu, zapsání základní podoby regresní rovnice

$$NPLR_t = C + NPLR_{t-1} + CPI_{t-1} + DOM_{t-1} + HDP_{t-1} + KURZ_{t-1} + NEZAM_{t-1} \quad (5.2.1)$$

a stanovení výchozích hodnot zpoždění jednotlivých proměnných, vygeneroval program EViews následující data.

Je důležité poznamenat, že hodnoty importované do programu EViews představují meziroční změny kvartálních hodnot, nikoli absolutní kvartální hodnoty jednotlivých proměnných.

Dependent Variable: NPLR
 Method: Least Squares
 Date: 06/27/16 Time: 09:28
 Sample (adjusted): 2005Q2 2015Q3
 Included observations: 42 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.087962	0.048768	1.803684	0.0799
NPLR(-1)	0.511392	0.123343	4.146108	0.0002
CPI(-1)	0.408135	1.121030	0.364072	0.7180
DOM(-1)	1.838476	0.528379	3.479466	0.0014
HDP(-1)	0.328239	0.565714	0.580222	0.5655
KURZ(-1)	0.789795	0.279338	2.827382	0.0077
NEZAM(-1)	0.271361	0.087431	3.103702	0.0038
R-squared	0.949125	Mean dependent var		0.038970
Adjusted R-squared	0.940404	S.D. dependent var		0.232831
S.E. of regression	0.056840	Akaike info criterion		-2.746156
Sum squared resid	0.113076	Schwarz criterion		-2.456545
Log likelihood	64.66928	Hannan-Quinn criter.		-2.640002
F-statistic	108.8268	Durbin-Watson stat		1.132562
Prob(F-statistic)	0.000000			

Na prvním řádku vidíme název vysvětlované proměnné, v našem případě NPLR (podíl úvěrů v selhání na celkových úvěrech), na druhém řádku je použita metoda pro výpočet lineární regrese (v našem případě metoda nejmenších čtverců), na třetím řádku datum a čas provedení regrese, na čtvrtém řádku sledované období a na pátém řádku množství sledovaných hodnot.

5.2.2 Úprava zpoždění

Dalším krokem bylo upravování jednotlivých zpoždění tak, aby znaménko před číslem ve sloupci *Coefficient* odpovídalo směru působení změn dané makroekonomické proměnné na NPLR. Tedy aby u proměnných, jejichž růst bude snižovat podíl úvěrů v selhání na celkových úvěrech, bylo znaménko záporné. Analogicky to platí pro proměnné, jejichž růst podíl úvěrů v selhání na celkových úvěrech zvyšuje.

Na základě empirických studií bylo potvrzeno, jaký směr působení mají změny některých makroekonomických proměnných na vývoj úvěrů v selhání. U některých makroekonomických veličin je však směr jejich působení nejednoznačný. Růst ekonomiky, v naší práci ukazatel ΔHDP , přispívá pozitivně na schopnost dlužníků hradit své závazky, tj. rostoucí HDP snižuje NPLR, proto je žádoucí záporné znaménko před koeficientem této

vysvětlující proměnné (např. Jimenéz a Laurina, 2006). Opačným případem je například nezaměstnanost, kdy rostoucí nezaměstnanost má za následek rostoucí NPLR, jinými slovy, rostoucí nezaměstnanost snižuje schopnost dlužníků hradit své závazky, proto musí být znaménko koeficientu tohoto ukazatele kladné (např. Nkusu, 2011). Příkladem proměnných, jejichž směr působení na NPLR je nejednoznačný, jsou inflace (v naší práci Δ CPI) nebo úroveň devízového kurzu. Například Babihuga (2007) argumentuje, že rostoucí cenová hladina má nepříznivý vliv na vývoj NPLR. Shu (2002) naopak předpokládá pozitivní vliv inflace na Δ NPLR (Melecký A.; Melecký M.; Šulgánová M.; 2015).

Již zmíněnou úpravou jsme dosáhli následujících hodnoty koeficientů.

Dependent Variable: NPLR

Method: Least Squares

Date: 06/27/16 Time: 09:20

Sample (adjusted): 2005Q4 2015Q3

Included observations: 40 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.124773	0.068455	1.822708	0.0774
NPLR(-1)	0.426025	0.186945	2.278879	0.0293
CPI(-1)	-0.392937	1.404369	-0.279796	0.7814
DOM(-1)	2.041661	0.687543	2.969502	0.0055
HDP(-3)	-0.024052	0.451305	-0.053294	0.9578
KURZ(-1)	0.618450	0.214704	2.880473	0.0069
NEZAM(-1)	0.276735	0.084687	3.267740	0.0025
R-squared	0.947587	Mean dependent var		0.050318
Adjusted R-squared	0.938058	S.D. dependent var		0.232834
S.E. of regression	0.057948	Akaike info criterion		-2.700904
Sum squared resid	0.110814	Schwarz criterion		-2.405350
Log likelihood	61.01808	Hannan-Quinn criter.		-2.594041
F-statistic	99.43618	Durbin-Watson stat		1.046534
Prob(F-statistic)	0.000000			

Vidíme, že u proměnných, jejichž růst snižuje podíl nesplacených úvěrů na celkových úvěrech (proměnná HDP), případně, jejichž vliv na NPLR není jednoznačný (proměnná CPI), je záporné znaménko. Naopak u proměnných, které podíl úvěrů v selhání na celkových úvěrech zvyšují, je znaménko kladné.

5.2.3 Kontrola splnění podmínek klasického regresního modelu

Jak již bylo zmíněno v kapitole 3, data analyzována pomocí klasického modelu lineární regrese, by měla splňovat určité podmínky. Program EViews umožňuje testování zkoumaných dat a odhalení a odstranění vlivu případných nežádoucích jevů.

V naší práci jsme data zahrnutá v modelech podrobili testu na přítomnost autokorelace, heteroskedasticity a také testu normálního rozložení reziduální složky.

Kontrola přítomnosti autokorelace

Již během úpravy zpoždění jednotlivých proměnných můžeme sledovat ukazatel *Durbin–Watson stat* (poslední ukazatel vpravo dole). Hodnota ukazatel by se měla blížit 2, abychom mohli vyloučit přítomnost autokorelace dat. V případě námi zvolených zpoždění byla tato hodnota 1,046534, což signalizuje možnou přítomnost autokorelace. To potvrdil i následující *Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test*.

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	17.56123	Prob. F(2,31)	0.0000
Obs*R-squared	21.24692	Prob. Chi-Square(2)	0.0000

Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: Least Squares

Date: 06/27/16 Time: 10:54

Sample: 2005Q4 2015Q3

Included observations: 40

Presample missing value lagged residuals set to zero.

Hodnoty *Prob. F* a *Prob. Chi-Square* rovnající se nule znamenají, že nemůžeme zamítnout nulovou hypotézu o nepřítomnosti autokorelace.

Museli jsme tedy data očistit od vlivu autokorelace. Toho jsme dosáhli změnou matice koeficientu kovariance.

Po jejím provedení jsme dosáhli následujících dat.

Dependent Variable: NPLR

Method: Least Squares

Date: 06/27/16 Time: 11:08

Sample (adjusted): 2005Q4 2015Q3

Included observations: 40 after adjustments

HAC standard errors & covariance (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 4.0000)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.124773	0.079961	1.560424	0.1282
NPLR(-1)	0.426025	0.187498	2.272154	0.0297
CPI(-1)	-0.392937	1.515706	-0.259243	0.7971
DOM(-1)	2.041661	0.902357	2.262587	0.0304
HDP(-3)	-0.024052	0.304815	-0.078906	0.9376
KURZ(-1)	0.618450	0.258781	2.389862	0.0227
NEZAM(-1)	0.276735	0.064472	4.292340	0.0001

R-squared	0.947587	Mean dependent var	0.050318
Adjusted R-squared	0.938058	S.D. dependent var	0.232834
S.E. of regression	0.057948	Akaike info criterion	-2.700904
Sum squared resid	0.110814	Schwarz criterion	-2.405350
Log likelihood	61.01808	Hannan-Quinn criter.	-2.594041
F-statistic	99.43618	Durbin-Watson stat	1.046534
Prob(F-statistic)	0.000000		

Kontrola přítomnosti heteroskedasticity

Další podmínkou klasického lineárního regresního modelu je konečný a konstantní rozptyl náhodných složek modelu – tzv. homoskedasticita. Opakem homoskedasticity je heteroskedasticita, což je jev nežádoucí. Na přítomnost právě tohoto jevu se zaměřil následující test – v programu EViews označován jako *Heteroskedasticity test*, typ testu *White*.

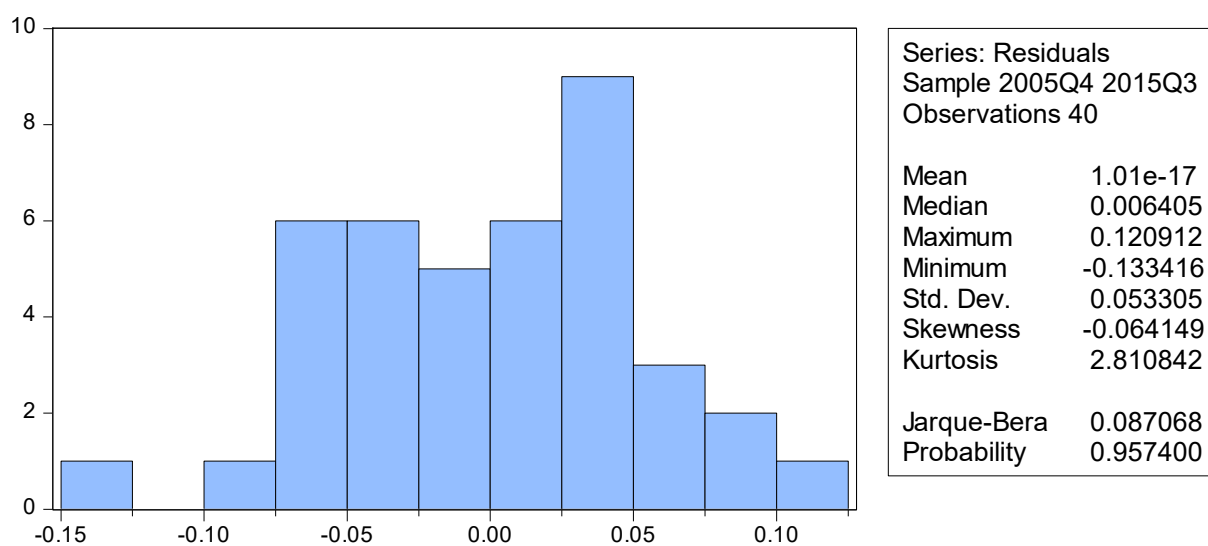
Heteroskedasticity Test: White

F-statistic	1.821603	Prob. F(27,12)	0.1376
Obs*R-squared	32.15472	Prob. Chi-Square(27)	0.2264
Scaled explained SS	19.81542	Prob. Chi-Square(27)	0.8384

V rámci tohoto testu se pracuje s nulovou hypotézou homoskedasticity. Na základě hodnot ukazatelů *Prob. F* a *Prob. Chi-Square* nelze tuto hypotézu zamítnout a nepředpokládá se tedy přítomnost heteroskedasticity.

Kontrola normálního rozdělení reziduální složky

Poslední z námi prováděných kontrol byla kontrola normálního rozdělení reziduální složky. Tu jsme provedli pomocí sestavení histogramu a provedením testu normality (*Normality Test*).



Obrázek 5.2.1 Histogram normálního rozdělení reziduální složky (EViews)

Hodnoty ukazatele *Probability* vyšší než 0,05 nám potvrzují normální rozdělení reziduální složky v modelu.

5.2.4 Výsledný model

Po provedení veškerých úprav a kontrol jsme získali následující podobu regresního modelu.

Dependent Variable: NPLR

Method: Least Squares

Date: 06/27/16 Time: 11:08

Sample (adjusted): 2005Q4 2015Q3

Included observations: 40 after adjustments

HAC standard errors & covariance (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 4.0000)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.124773	0.079961	1.560424	0.1282
NPLR(-1)	0.426025	0.187498	2.272154	0.0297
CPI(-1)	-0.392937	1.515706	-0.259243	0.7971
DOM(-1)	2.041661	0.902357	2.262587	0.0304
HDP(-3)	-0.024052	0.304815	-0.078906	0.9376
KURZ(-1)	0.618450	0.258781	2.389862	0.0227
NEZAM(-1)	0.276735	0.064472	4.292340	0.0001
R-squared	0.947587	Mean dependent var	0.050318	
Adjusted R-squared	0.938058	S.D. dependent var	0.232834	
S.E. of regression	0.057948	Akaike info criterion	-2.700904	
Sum squared resid	0.110814	Schwarz criterion	-2.405350	
Log likelihood	61.01808	Hannan-Quinn criter.	-2.594041	
F-statistic	99.43618	Durbin-Watson stat	1.046534	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Ukazatel *Adjusted R-squared* (*upravený koeficient determinace*) nám kvantifikuje vysvětlivací schopnost modelu. Požadovaná hodnota by se měla blížit 1. V našem případě je hodnota 0,94 dostatečná.

Při pohledu na sloupec *Prob.* zjistíme, které proměnné jsou statisticky významné pro vysvětlení vysvětlované proměnné, tedy NPLR. Statisticky významné jsou pouze ty proměnné, u kterých je hodnota *Prob.* nižší než 0,05. V našem případě tedy hodnoty úrokových sazeb pro domácnosti a NISD, hodnoty devízového kurzu a míry nezaměstnanosti. Hodnoty vývoje HDP a inflace nejsou z hlediska vlivu na NPLR statisticky významné.

Zvýšení hodnoty úrokových sazeb pro domácnosti a NISD zvýší NPLR s odhadnutým koeficientem 2,04.

Zvýšení devízového kurzu zvýší NPLR s odhadnutým koeficientem 0,62.

Zvýšení míry nezaměstnanosti zvýší NPLR s odhadnutým koeficientem 0,28.

Dosažené výsledky jsou v souladu také s teoretickými předpoklady o působení jednotlivých proměnných na NPLR. Zvyšování hodnot úrokových sazeb pro domácnosti a NISD bude mít za následek zdražování jednotlivých úvěrů, snížení hodnoty disponibilního důchodu a zhoršení platební morálky dlužníků. Zvýšení devízového kurzu bude mít za následek zdražení úvěrů, jež byly rezidentům ČR poskytnuty v cizích měnách, a rovněž povede k nárůstu počtu úvěrů, které nebudou spláceny. Zvyšování míry nezaměstnanosti bude mít za následek snížení disponibilního důchodu domácnosti a také povede k neschopnosti dlužníků splácet své závazky.

Naopak zvyšování a snižování míry inflace nebo zrychlování a zpomalování tempa růstu HDP nebude mít významný vliv na schopnost dlužníků hradit své závazky.

5.3 Výsledky pro Polsko

5.3.1 Import dat a první výsledky

Obdobně jako v případě modelu pro Českou republiku jsme i do modelu pro Polsko importovali data (kvartální meziroční změny) z Excelu.

Dependent Variable: NPLR
Method: Least Squares
Date: 07/07/16 Time: 10:43
Sample (adjusted): 2005Q2 2009Q4
Included observations: 19 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.006805	0.034732	-0.195935	0.8479
NPLR(-1)	0.726863	0.074371	9.773455	0.0000
DOM(-1)	0.114457	0.115125	0.994199	0.3398
HCPI(-1)	5.634135	1.049387	5.368975	0.0002
HDP(-1)	-1.218520	0.278146	-4.380867	0.0009
KURZ(-1)	-0.555105	0.275744	-2.013117	0.0671
NEZAM(-1)	0.133283	0.033338	3.997897	0.0018
R-squared	0.996989	Mean dependent var	-0.147948	
Adjusted R-squared	0.995484	S.D. dependent var	0.284459	
S.E. of regression	0.019117	Akaike info criterion	-4.799190	
Sum squared resid	0.004385	Schwarz criterion	-4.451239	
Log likelihood	52.59231	Hannan-Quinn criter.	-4.740303	
F-statistic	662.2476	Durbin-Watson stat	2.414675	
Prob(F-statistic)	0.000000			

V tabulce vidíme hodnoty koeficientů jednotlivých proměnných při základní úrovni zpoždění -1.

5.3.2 Úprava zpoždění

Zpoždění jsme upravili tak, aby znaménko před koeficientem každé proměnné odpovídalo směru působení dané proměnné na NPLR. Teoretické směry působení proměnných na NPLR jsou popsány v kapitole 5.2.2.

Po vyzkoušení mnoha různých kombinací nám EViews vygeneroval následující hodnoty. Vidíme, že u proměnných, které mají nepříznivý vliv na NPLR (zvyšují ho) je kladné znaménko. U proměnné, která ho naopak snižuje, je znaménko záporné a u proměnných, které nemají jasně určený směr vlivu na NPLR, jsou znaménka různá.

Dependent Variable: NPLR
Method: Least Squares
Date: 07/07/16 Time: 11:18
Sample (adjusted): 2005Q3 2009Q4
Included observations: 18 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.331468	0.071180	4.656772	0.0007
NPLR(-1)	1.050195	0.170219	6.169659	0.0001
DOM(-1)	0.999354	0.254117	3.932648	0.0023
HCPI(-2)	2.918052	2.075502	1.405950	0.1874
HDP(-2)	-3.118307	0.581049	-5.366681	0.0002
KURZ(-2)	-2.713064	0.486064	-5.581704	0.0002
NEZAM(-2)	0.130635	0.087507	1.492857	0.1636
R-squared	0.993537	Mean dependent var	-0.141873	
Adjusted R-squared	0.990012	S.D. dependent var	0.291434	
S.E. of regression	0.029125	Akaike info criterion	-3.949117	
Sum squared resid	0.009331	Schwarz criterion	-3.602861	
Log likelihood	42.54205	Hannan-Quinn criter.	-3.901373	
F-statistic	281.8529	Durbin-Watson stat	1.962816	
Prob(F-statistic)	0.000000			

5.3.3 Kontrola splnění podmínek klasického regresního modelu

Kontrola přítomnosti autokorelace

Hodnota ukazatele *Durbin-Watson stat* blíží se 2 signalizuje absenci autokorelace, což je pro zvýšení vypovídací schopnosti modelu důležité.

Pro potvrzení nepřítomnosti autokorelace jsme navíc provedli i *Breuschův-Godfreyův Serial Correlation LM Test*.

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.744324	Prob. F(2,9)	0.5022
Obs*R-squared	2.554731	Prob. Chi-Square(2)	0.2788

Test Equation:

Dependent Variable: RESID
Method: Least Squares
Date: 07/07/16 Time: 11:34
Sample: 2005Q3 2009Q4
Included observations: 18
Presample missing value lagged residuals set to zero.

Na základě hodnot ukazatelů *Prob. F* a *Prob. Chi-Square*, které jsou vyšší než námi stanovená hranice 0,05, můžeme vyloučit přítomnost autokorelace.

Kontrola přítomnosti heteroskedasticity

Pro identifikaci heteroskedasticity jsme použili *Heteroskedasticity test*, typ testu *White*.

Heteroskedasticity Test: White

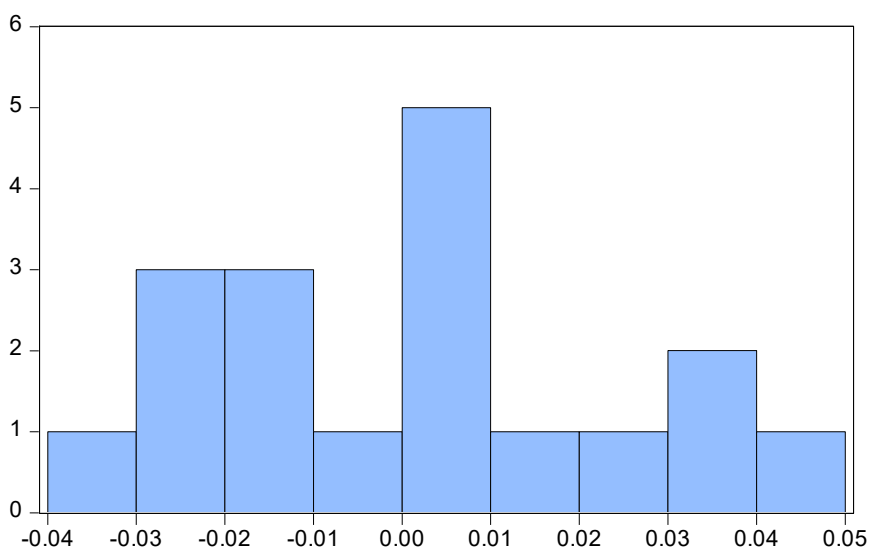
F-statistic	2.089253	Prob. F(6,11)	0.1372
Obs*R-squared	9.587182	Prob. Chi-Square(6)	0.1431
Scaled explained SS	1.768426	Prob. Chi-Square(6)	0.9397

Test Equation:
Dependent Variable: RESID^2
Method: Least Squares
Date: 07/07/16 Time: 11:44
Sample: 2005Q3 2009Q4
Included observations: 18

Na základě hodnot ukazatelů *Prob. F* a *Prob. Chi-Square* nelze nulovou hypotézu homoskedasticity zamítnout a nepředpokládá se tedy přítomnost heteroskedasticity.

Kontrola normálního rozdělení reziduální složky

Tuto kontrolu jsme provedli pomocí sestrojení histogramu a provedením testu normality (*Normality Test*).



Series: Residuals Sample 2005Q3 2009Q4 Observations 18	
Mean	-2.33e-16
Median	0.002523
Maximum	0.040332
Minimum	-0.035486
Std. Dev.	0.023428
Skewness	0.247842
Kurtosis	1.987837
Jarque-Bera	0.952631
Probability	0.621067

Obrázek 5.3.1 Histogram normálního rozdělení reziduální složky (EViews)

Hodnoty ukazatele *Probability* vyšší než 0,05 nám potvrzují normální rozdělení reziduální složky v modelu.

5.3.4 Výsledný model

Po provedení veškerých úprav a kontrol jsme získali následující podobu regresního modelu.

Dependent Variable: NPLR
Method: Least Squares
Date: 07/07/16 Time: 11:18
Sample (adjusted): 2005Q3 2009Q4
Included observations: 18 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.331468	0.071180	4.656772	0.0007
NPLR(-1)	1.050195	0.170219	6.169659	0.0001
DOM(-1)	0.999354	0.254117	3.932648	0.0023
HCPI(-2)	2.918052	2.075502	1.405950	0.1874
HDP(-2)	-3.118307	0.581049	-5.366681	0.0002
KURZ(-2)	-2.713064	0.486064	-5.581704	0.0002
NEZAM(-2)	0.130635	0.087507	1.492857	0.1636
R-squared	0.993537	Mean dependent var	-0.141873	
Adjusted R-squared	0.990012	S.D. dependent var	0.291434	
S.E. of regression	0.029125	Akaike info criterion	-3.949117	
Sum squared resid	0.009331	Schwarz criterion	-3.602861	
Log likelihood	42.54205	Hannan-Quinn criter.	-3.901373	
F-statistic	281.8529	Durbin-Watson stat	1.962816	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Ukazatel *Adjusted R-squared* (upravený koeficient determinace) nám kvantifikuje vypovídací schopnost modelu. Požadovaná hodnota by se měla blížit 1. V našem případě je hodnota 0,99 dostatečná.

Hodnoty ve sloupci *Prob.* nám určují, které ze sledovaných proměnných jsou statisticky významné pro vysvětlení vysvětlované proměnné NPLR. Statisticky významné jsou pouze ty proměnné, u kterých je hodnota *Prob.* nižší než 0,05. V modelu pro Polsko jsou statisticky významné proměnné DOM – úrokové sazby pro domácnosti a NISD, KURZ – úroveň kurzu polského zlotého vůči euru a HDP – růst polského hrubého domácího produktu. Vývoj inflace a míry nezaměstnanosti je v tomto modelu statisticky nevýznamný.

Zvýšení hodnoty úrokových sazeb pro domácnosti a NISD zvýší NPLR s odhadnutým koeficientem 0,99.

Zvýšení devízového kurzu sníží NPLR s odhadnutým koeficientem -2,71.

Zvýšení tempa růstu HDP sníží NPLR s odhadnutým koeficientem -3,12.

Dosažené výsledky jsou v souladu také s teoretickými předpoklady o působení jednotlivých proměnných na NPLR. Zvyšování hodnot úrokových sazeb pro domácnosti a NISD bude mít za následek zdražování jednotlivých úvěrů, snížení hodnoty disponibilního důchodu a zhoršení platební morálky dlužníků. Zvýšení devízového kurzu bude mít za následek zvýšení příjmů z exportu a tím i zvýšení úrovně disponibilních důchodů. Zrychlování tempa růstu HDP povede ke zvyšování disponibilních důchodů domácností a firem a tím ke zlepšování jejich platební morálky.

Zvyšování nebo snižování míry inflace nebude mít výrazný vliv na platební morálku dlužníků.

6 Závěr

Cíle práce byla analýza vztahu mezi úvěry v selhání, respektive podílem úvěrů v selhání na celkově poskytnutých úvěrech (NPLR), a vybranými makroekonomickými veličinami.

Směry působení změn většiny jednotlivých makroekonomických proměnných na NPLR nám byly známy již před začátkem naší práce. V naší práci jsme se pokusili kvantifikovat sílu a význam jednotlivých změn na úroveň úvěrů v selhání.

Z výsledků pro Českou republiku můžeme usuzovat, že všeobecný ekonomický růst (růst HDP) a růst cenové hladiny (inflace) nám sice způsobí mírné snížení podílů problémových úvěrů na celkových úvěrech, jejich vliv je však minimální a v praktické rovině se nedá vývoj ukazatele NPLR dávat do úzké souvislosti s vývojem HDP nebo inflace.

Mnohem větší a silnější vliv na vývoj úvěrů v selhání mají úrokové sazby domácnostem a NISD, míra nezaměstnanosti a hodnoty devízového kurzu české koruny vůči euru. Zejména první dvě jmenované makroekonomické proměnné můžeme dávat do úzké souvislosti s úrovní úvěrů v selhání. Jak výše úrokových sazeb, tak i míra nezaměstnanosti mají bezprostřední a okamžitý vliv na schopnost dlužníků hradit své závazky.

Při pohledu na výsledky pro Polsko můžeme sledovat některé rozdíly oproti výsledkům pro Českou republiku. U makroekonomických proměnných, které nemají jasně určený směr působení na NPLR, vidíme odlišná znaménka, než tomu bylo v případě modelu pro Českou republiku.

Z modelu pro Polsko vyplívá, že růst cenové hladiny povede ke zvyšování podílů úvěrů v selhání na celkových úvěrech, naopak růst devízového kurzu polského zlotého vůči euru povede k jeho snižování. Z modelu dále vyplívá, že hodnoty míry nezaměstnanosti nejsou statisticky významné pro vysvětlení proměnné NPLR.

Myslíme si, že rozdíly mezi výsledky modelů obou zemí byly způsobeny zejména odlišným množstvím dat, které jednotlivé modely zkoumaly. Tento rozdíl byl způsoben zjištěním, že Polská národní banka přestala sledovat ukazatel hodnoty úvěrů v selhání. Nižší množství údajů, než jaké jsme plánovali v naší práci zpracovat, způsobilo sníženou důvěryhodnost výsledků modelu pro Polsko a neumožnilo nám tak kvalitní srovnání výsledků obou zemí. Dalším důvodem odlišnosti výsledků obou modelů byly rozdíly v metodice výpočtů některých vysvětlujících proměnných. Pro výpočet inflace v České republice byl použit obecný index spotřebitelských cen CPI, zatímco pro výpočet inflace v Polsku byl použit harmonizovaný index spotřebitelských cen, Český statistický úřad považuje za ekonomicky aktivní obyvatelstvo ve věku od 15 do 64 let, zatímco databáze Eurostatu pracuje s rozmezím 15 až 74 let.

Celkově jsme s průběhem tvorby naší práce spokojeni, neboť výsledky pro Českou republiku podle nás odpovídají realitě a lze je považovat za správné. Výsledky pro Polsko nemají z důvodů nedostatečného množství dat odpovídající vypovídací hodnotu a nelze je tudíž považovat za správné a relevantní.

Seznam použité literatury

Odborné publikace

BRČÁK, Josef, SEKERKA, Bohuslav a STARÁ, Dana. *Makroekonomie – teorie a praxe*. Plzeň: Aleš Čeněk, 2014. 223 s. ISBN 978-80-7380-492-3

CIPRA, Tomáš. *Finanční ekonometrie*. 2. vyd. Praha: EKOPRESS, 2013. 538 s. ISBN 978-80-86929-93-4

HANČLOVÁ, Jana. *Ekonometrické modelování*. 1. vyd. Praha: Professional Publishing, 2012. 214 s. ISBN 978-80-7431-088-1

HUŠEK, Roman. *Ekonometrická analýza*. 1. vyd. Praha: EKOPRESS, 1999. 303 s. ISBN 80-86119-19-X

HUŠEK, Roman. *Základy ekonometrické analýzy II. Speciální postupy a techniky*. 1. vyd. Praha: Vysoká škola ekonomická v Praze, 1998. 265 s. ISBN 80-7079-441-0

JIMENEZ, G.; SAURINA, J. 2006. *Credic Cycles, Credit Risk and Prudential Regulation*. International Journal of Central Banking, 2006, Vol. 2, No. 2, pp. 65-98. ISSN 1815-4654

Články v odborných časopisech

MELECKÝ, Aleš; MELECKÝ, Martin; ŠULGÁNOVÁ, Monika. Úvěry v selhání a makroekonomie: Modelování systémového kreditního rizika v České republice. *Politická ekonomie*. Vol. 63, s. 921-947, 2015. ISSN 0032-3233

Elektronické dokumenty

BABIHUGA, R. 2007. *Macroeconomic and financial soundness indicators: an empirical investigation [Working Paper 07/115]*. Washington: International Monetary Fund, 2007. Dostupné na: <http://www.imf.org/external/pubs/ft/wp/2007/wp07115.pdf>

ČESKÁ NÁRODNÍ BANKA. ČNB: *Zpráva o finanční stabilitě 2004*. Dostupné z: http://www.cnb.cz/miranda2/export/sites/www.cnb.cz/cs/financni_stabilita/zpravy_fs/fs_2004/FS_2004.pdf

ČESKÁ NÁRODNÍ BANKA. ČNB: *Zpráva o finanční stabilitě 2005*. Dostupné z: http://www.cnb.cz/miranda2/export/sites/www.cnb.cz/cs/financni_stabilita/zpravy_fs/fs_2005/FS_2005.pdf

ČESKÁ NÁRODNÍ BANKA. ČNB: *Zpráva o finanční stabilitě 2006*. Dostupné z: http://www.cnb.cz/miranda2/export/sites/www.cnb.cz/cs/financni_stabilita/zpravy_fs/fs_2006/FS_2006.pdf

ČESKÁ NÁRODNÍ BANKA. ČNB: *Zpráva o finanční stabilitě 2007*. Dostupné z: http://www.cnb.cz/miranda2/export/sites/www.cnb.cz/cs/financni_stabilita/zpravy_fs/fs_2007/FS_2007.pdf

ČESKÁ NÁRODNÍ BANKA. ČNB: *Zpráva o finanční stabilitě 2008/2009*. Dostupné z: http://www.cnb.cz/miranda2/export/sites/www.cnb.cz/cs/financni_stabilita/zpravy_fs/fs_2008-2009/FS_2008-2009.pdf

ČESKÁ NÁRODNÍ BANKA. ČNB: *Zpráva o finanční stabilitě 2009/2010*. Dostupné z: http://www.cnb.cz/miranda2/export/sites/www.cnb.cz/cs/financni_stabilita/zpravy_fs/FS_2009-2010/FS_2009-2010.pdf

ČESKÁ NÁRODNÍ BANKA. ČNB: *Zpráva o finanční stabilitě 2011/2012*. Dostupné z: http://www.cnb.cz/miranda2/export/sites/www.cnb.cz/cs/financni_stabilita/zpravy_fs/fs_2011-2012/fs_2011-2012.pdf

ČESKÁ NÁRODNÍ BANKA. ČNB: *Zpráva o finanční stabilitě 2012/2013*. Dostupné z: http://www.cnb.cz/miranda2/export/sites/www.cnb.cz/cs/financni_stabilita/zpravy_fs/fs_2012-2013/fs_2012-2013.pdf

ČESKÁ NÁRODNÍ BANKA. ČNB: *Zpráva o finanční stabilitě 2013/2014*. Dostupné z: http://www.cnb.cz/miranda2/export/sites/www.cnb.cz/cs/financni_stabilita/zpravy_fs/fs_2013-2014/fs_2013-2014.pdf

MINISTERSTVO FINANCÍ ČR. *Informace o půjčkách v prodlení poskytnutých jednotkami vládního sektoru (vyhláška MF č. 383/2009 Sb.)*. Dostupné z: <http://www.mfcr.cz/cs/verejny-sektor/rozpocetove-ramce-statisticke-informace/podminene-zavazky-a-dalsi-udaje/uvery-v-selhani>

NARODOWY BANK POLSKI. NBP: *Raport o stabilności systemu finansowego 2004*. Dostupné z: http://www.nbp.pl/systemfinansowy/raport_o_stabilnosci_2004.pdf

NARODOWY BANK POLSKI. NBP: *Raport o stabilności systemu finansowego 2005*. Dostupné z: http://www.nbp.pl/systemfinansowy/raport_o_stabilnosci_2005.pdf

NARODOWY BANK POLSKI. NBP: *Raport o stabilności systemu finansowego 2006*. Dostupné z: http://www.nbp.pl/systemfinansowy/raport_o_stabilnosci_2006.pdf

NARODOWY BANK POLSKI. NBP: *Raport o stabilności systemu finansowego 2008*. Dostupné z: http://www.nbp.pl/systemfinansowy/psf2008_1.pdf

NARODOWY BANK POLSKI. NBP: *Raport o stabilności systemu finansowego 2015*. Dostupné z: <http://www.nbp.pl/systemfinansowy/rsf072015.pdf>

NKUSU, M. 2011. *Nonperforming Loans and Macrofinancial Vulnerabilities in Advanced Economies [Working Paper No. 11/161]*. Washington: International Monetary Fund, 2011. Dostupné z: <https://www.imf.org/external/pubs/ft/wp/2011/wp11161.pdf>

SHU, CH. 2002. *The impact of macroeconomic environment on the asset quality on Hong Kong's banking sector [Working Paper]*. Hong Kong: Hong Kong Monetary Authority, 2002. Dostupné z: <http://www.hkma.gov.hk/media/eng/publication-and-research/research/working-papers/pre2007/RM20-2002.pdf>

Seznam zkratek

ATC - Advisory Technical Committee

BNP – Bank Narodowy Polski

ČNB – Česká národní banka

ČSÚ – Český statistický úřad

EAD - Exposure at default

EBA - The European Banking Authority

EIOPA - European Insurance and Occupational Pensions Authority

ESFS - European System of Financial Supervision

ESMA - European Securities of Markets Authority

ESRB - European Systemic Risk Board

HDP – Hrubý domácí produkt

LGD - Loss given default

MNČ – Metoda nejmenších čtverců

NYSE - New York Stock Exchange

OLS - Ordinary Least Squares

PD - Probability of default

PKB – Produkt krajowy brutto

Prohlášení o využití výsledků bakalářské práce

Prohlašuji, že

- jsem byl seznámen s tím, že na mou bakalářskou práci se plně vztahuje zákon č. 121/2000 Sb. – autorský zákon, zejména § 35 – užití díla v rámci občanských a náboženských obřadů, v rámci školních představení a užití díla školního a § 60 – školní dílo;
- beru na vědomí, že Vysoká škola báňská – Technická univerzita Ostrava (dále jen VŠB-TUO) má právo nevýdělečně, ke své vnitřní potřebě, diplomovou (bakalářskou) práci užít (§ 35 odst. 3);
- souhlasím s tím, že bakalářská práce bude v elektronické podobě archivována v Ústřední knihovně VŠB-TUO a jeden výtisk bude uložen u vedoucího bakalářské práce. Souhlasím s tím, že bibliografické údaje o bakalářské práci budou zveřejněny v informačním systému VŠB-TUO;
- bylo sjednáno, že s VŠB-TUO, v případě zájmu z její strany, uzavřu licenční smlouvu s oprávněním užít dílo v rozsahu § 12 odst. 4 autorského zákona;
- bylo sjednáno, že užít své dílo, bakalářskou práci, nebo poskytnout licenci k jejímu využití mohu jen se souhlasem VŠB-TUO, která je oprávněna v takovém případě ode mne požadovat přiměřený příspěvek na úhradu nákladů, které byly VŠB-TUO na vytvoření díla vynaloženy (až do jejich skutečné výše).

V Ostravě dne 12. 7. 2016

.....

jméno a příjmení studenta

Seznam příloh

Příloha č. 1: Ucelená data pro Českou republiku

Příloha č. 2: Ucelená data pro Polsko

Ucelená data pro Českou republiku

KVARTÁL	CPI (2005=100)	ΔCPI	Kurz	ΔKurzu	HDP	ΔHDP	Nezaměstnanost (podíl v %)	ΔNezaměstnanost	Úvěry se selháním (mil.Kč)	ΔSelhání	Úvěr a pohledávky celkem (mil.Kč)	NPLR	ΔNPLR	Domácnosti a NISD (%)	ΔDomác. A NISD
2004Q1	97,7		32,84		760 240		8,4		56736,1		957293,7	5,93%		8,22	
2004Q2	98,4		31,76		819 661		8,4		53178,2		975914,9	5,45%		8,07	
2004Q3	97,9		31,66		838 305		8,4		52740,5		998526,1	5,28%		7,99	
2004Q4	98,4		30,47		875 699		8,1		49596,5		1010309,2	4,91%		7,96	
2005Q1	99,2	1,54%	29,95	-8,80%	807 050	6,16%	8	-4,76%	49489	-12,77%	1048425,9	4,72%	-20,36%	7,8	-5,11%
2005Q2	100,1	1,73%	30,03	-5,45%	880 376	7,41%	8	-4,76%	49076,4	-7,71%	1095985,2	4,48%	-17,82%	7,56	-6,32%
2005Q3	100,1	2,25%	29,55	-6,66%	892 702	6,49%	7,9	-5,95%	48616,2	-7,82%	1147319	4,24%	-19,77%	7,33	-8,26%
2005Q4	100,6	2,24%	29,01	-4,79%	925 979	5,74%	7,8	-3,70%	48275,6	-2,66%	1178670,4	4,10%	-16,57%	7,2	-9,55%
2006Q1	102	2,82%	28,6	-4,51%	866 925	7,42%	7,6	-5,00%	47227,8	-4,57%	1223928,2	3,86%	-18,25%	7,03	-9,87%
2006Q2	102,8	2,70%	28,5	-5,09%	935 345	6,24%	7,2	-10,00%	46832,5	-4,57%	1290042,9	3,63%	-18,93%	6,95	-8,07%
2006Q3	102,8	2,70%	28,33	-4,13%	953 086	6,76%	7	-11,39%	49151,6	1,10%	1346467,3	3,65%	-13,85%	6,83	-6,82%
2006Q4	102,3	1,69%	27,5	-5,21%	991 850	7,11%	6,4	-17,95%	50313,1	4,22%	1413083,5	3,56%	-13,07%	6,8	-5,56%
2007Q1	103,9	1,86%	28	-2,10%	917 754	5,86%	5,7	-25,00%	51333,9	8,69%	1471881,8	3,49%	-9,62%	6,68	-4,98%
2007Q2	105,3	2,43%	28,72	0,77%	984 685	5,28%	5,4	-25,00%	48792,7	4,19%	1591205	3,07%	-15,53%	6,61	-4,89%
2007Q3	105,8	2,92%	27,61	-2,54%	1 004 269	5,37%	5,1	-27,14%	50748,7	3,25%	1686236,6	3,01%	-17,55%	6,6	-3,37%
2007Q4	107,9	5,47%	26,62	-3,20%	1 047 691	5,63%	4,9	-23,44%	47265,1	-6,06%	1783987,7	2,65%	-25,59%	6,63	-2,50%
2008Q1	111,3	7,12%	25,34	-9,50%	951 328	3,66%	4,4	-22,81%	52028,3	1,35%	1831829,3	2,84%	-18,56%	6,69	0,15%
2008Q2	112,4	6,74%	23,9	-16,78%	1 027 182	4,32%	4,4	-18,52%	52647,1	7,90%	1938541	2,72%	-11,43%	6,8	2,87%
2008Q3	112,7	6,52%	24,67	-10,65%	1 043 737	3,93%	4,3	-15,69%	60438,1	19,09%	2029352,9	2,98%	-1,04%	6,89	4,39%
2008Q4	111,8	3,61%	26,93	1,16%	1 039 354	-0,80%	4,7	-4,08%	65727,1	39,06%	2075687,4	3,17%	19,52%	6,95	4,83%
2009Q1	113,8	2,25%	27,38	8,05%	912 042	-4,13%	6	36,36%	78351,8	50,59%	2078753,1	3,77%	32,71%	6,95	3,89%
2009Q2	113,7	1,16%	25,89	8,33%	966 052	-5,95%	6,8	54,55%	89563,5	70,12%	2091427,5	4,28%	57,68%	7,02	3,24%
2009Q3	112,7	0,00%	25,17	2,03%	981 688	-5,94%	7,5	74,42%	100415,9	66,15%	2091291,4	4,80%	61,23%	7,04	2,18%
2009Q4	112,9	0,98%	26,47	-1,71%	1 005 165	-3,29%	7,5	59,57%	110074,2	67,47%	2102088,5	5,24%	65,37%	7,02	1,01%
2010Q1	114,6	0,70%	25,45	-7,05%	916 873	0,53%	7,8	30,00%	118582,7	51,35%	2087871,5	5,68%	50,69%	7,02	1,01%
2010Q2	115,1	1,23%	25,7	-0,73%	995 994	3,10%	7,3	7,35%	128015,5	42,93%	2120340,5	6,04%	40,98%	6,99	-0,43%
2010Q3	114,9	1,95%	24,61	-2,22%	1 003 777	2,25%	7,1	-5,33%	136637,1	36,07%	2138555,1	6,39%	33,06%	7,07	0,43%
2010Q4	115,5	2,30%	25,06	-5,33%	1 037 007	3,17%	7	-6,67%	135837,1	23,41%	2174740,1	6,25%	19,28%	7	-0,28%
2011Q1	116,5	1,66%	24,54	-3,58%	948 188	3,42%	6,9	-11,54%	138572,5	16,86%	2179796,6	6,36%	11,93%	6,93	-1,28%
2011Q2	117,2	1,82%	24,35	-5,25%	1 018 020	2,21%	6,9	-5,48%	139689,1	9,12%	2211549	6,32%	4,62%	6,85	-2,00%
2011Q3	117	1,83%	24,76	0,61%	1 018 530	1,47%	6,7	-5,63%	140868,9	3,10%	2257379,8	6,24%	-2,33%	6,77	-4,24%
2011Q4	118,3	2,42%	25,8	2,95%	1 046 666	0,93%	6,6	-5,71%	137122,4	0,95%	2304307,7	5,95%	-4,73%	6,64	-5,14%
2012Q1	120,9	3,78%	24,73	0,77%	951 591	0,36%	7	1,45%	136955,1	-1,17%	2304396,7	5,94%	-6,51%	6,57	-5,19%
2012Q2	121,3	3,50%	25,64	5,30%	1 006 074	-1,17%	7	1,45%	137917,1	-1,27%	2343299,5	5,89%	-6,82%	6,48	-5,40%
2012Q3	121	3,42%	24,87	0,44%	1 005 094	-1,32%	7,1	5,97%	135975,3	-3,47%	2346840,5	5,79%	-7,15%	6,39	-5,61%
2012Q4	121,1	2,37%	25,14	-2,56%	1 032 350	-1,37%	7,2	9,09%	140522,5	2,48%	2360046,2	5,95%	0,06%	6,26	-5,72%
2013Q1	122,9	1,65%	25,74	4,08%	926 250	-2,66%	7,3	4,29%	144222,4	5,31%	2409516,1	5,99%	0,71%	6,18	-5,94%
2013Q2	123,2	1,57%	25,95	1,21%	993 649	-1,23%	6,8	-2,86%	144389,5	4,69%	2424528,4	5,96%	1,19%	6,05	-6,64%
2013Q3	122,2	0,99%	25,74	3,50%	1 010 272	0,52%	7	-1,41%	144398,7	6,19%	2449432,2	5,90%	1,75%	5,92	-7,36%
2013Q4	122,8	1,40%	27,43	9,11%	1 043 837	1,11%	6,7	-6,94%	148088,6	5,38%	2514321,3	5,89%	-1,08%	5,79	-7,51%
2014Q1	123,1	0,16%	27,44	6,60%	946 259	2,16%	6,6	-9,59%	163894,8	13,64%	2519068,3	6,51%	8,70%	5,7	-7,77%
2014Q2	123,2	0,00%	27,45	5,78%	1 014 979	2,15%	6,2	-8,82%	160983,3	11,49%	2561689,9	6,28%	5,52%	5,59	-7,60%
2014Q3	123,1	0,74%	27,5	6,84%	1 036 903	2,64%	5,9	-15,71%	158854,3	10,01%	2577504,1	6,16%	4,54%	5,49	-7,26%
2014Q4	122,9	0,08%	27,73	1,09%	1 054 479	1,02%	5,9	-11,94%	159990,6	8,04%	2634879,9	6,07%	3,09%	5,37	-7,25%
2015Q1	123,3	0,16%	27,53	0,33%	983 821	3,97%	5,7	-13,64%	161707,7	-1,33%	2653472,6	6,09%	-6,33%	5,24	-8,07%
2015Q2	124,2	0,81%	27,25	-0,73%	1 060 356	4,47%	5,1	-17,74%	161726,7	0,46%	2705252,8	5,98%	-4,87%	5,24	-6,26%
2015Q3	123,6	0,41%	27,18	-1,16%	1 079 165	4,08%	4,8	-18,64%	168347,7	5,98%	2773963,8	6,07%	-1,53%	5,07	-7,65%

Ucelená data pro Polsko

KVARTÁL	HCPI (2005=100)	ΔHCPI	Kurz	ΔKuru	HDP (v mil. EUR)	ΔHDP	Nezaměstnanost (podíl v %)	ΔNezaměstnanosti	Úvěry v selhání	Celkové úvěry (mil. PLN)	NPLR	ΔNPLR	Domácnosti a NISD	ΔDomácnosti
2004Q1	95,97		4,7763		44 602,6		10,6		48918,16633	246976,7107	19,81%			10,92%
2004Q2	97,80		4,6877		47 956,6		10,3		43176,635	247865,0583	17,42%			10,67%
2004Q3	98,43		4,4236		51 551,9		10,4		40179,924	247332,7343	16,25%			10,79%
2004Q4	99,30		4,2342		61 086,2		9,9		37709,01	258391,7567	14,59%			10,93%
2005Q1	99,43	3,61%	4,0267	-15,69%	56 968,7	27,73%	10,6	0,00%	35328,00233	257819,716	13,70%	-0,30818689	11,30%	3,50%
2005Q2	100,03	2,28%	4,1301	-11,89%	57 648,6	20,21%	10,5	1,94%	34973,08	270325,743	12,94%	-0,257300739	10,75%	0,71%
2005Q3	100,13	1,73%	4,0186	-9,16%	60 160,2	16,70%	10,1	-2,88%	32983,85067	275300,8327	11,98%	-0,262492708	10,12%	-6,21%
2005Q4	100,47	1,17%	3,9152	-7,53%	69 997,0	14,59%	9,9	0,00%	30754,50767	285997,589	10,75%	-0,26314857	9,97%	-8,73%
2006Q1	100,33	0,91%	3,8346	-4,77%	63 314,3	11,14%	9,0	-15,09%	29138,268	293190,5367	9,94%	-0,274711435	9,65%	-14,63%
2006Q2	101,40	1,37%	3,9482	-4,40%	64 712,3	12,25%	8,1	-22,86%	28523,287	308656,6293	9,24%	-0,285705203	9,47%	-11,91%
2006Q3	101,63	1,50%	3,9537	-1,61%	66 143,3	9,95%	7,4	-26,73%	27356,769	326983,076	8,37%	-0,301694122	9,30%	-8,13%
2006Q4	101,73	1,26%	3,8478	-1,72%	78 028,6	11,47%	6,7	-32,32%	25686,57767	348233,6237	7,38%	-0,314055251	9,39%	-5,88%
2007Q1	102,30	1,96%	3,8863	1,35%	69 508,8	9,78%	6,0	-33,33%	24310,43733	370633,2963	6,56%	-0,340014256	9,92%	2,80%
2007Q2	103,77	2,33%	3,8005	-3,74%	74 443,3	15,04%	5,1	-37,04%	24179,93233	397525,61	6,08%	-0,341787682	9,70%	2,43%
2007Q3	104,07	2,39%	3,7900	-4,14%	76 796,4	16,11%	4,5	-39,19%	24124,12167	428079,3237	5,64%	-0,326422254	9,79%	5,23%
2007Q4	105,50	3,70%	3,6584	-4,92%	90 920,7	16,52%	4,1	-38,81%	23231,776	452650,7423	5,13%	-0,30420127	9,90%	5,50%
2008Q1	106,87	4,46%	3,5759	-7,99%	83 656,6	20,35%	2,7	-55,00%	23195,224	480410,4987	4,83%	-0,263898434	10,10%	1,85%
2008Q2	108,23	4,30%	3,4070	-10,35%	91 248,7	22,57%	2,5	-50,98%	23818,943	508094,506	4,69%	-0,229295282	10,52%	8,53%
2008Q3	108,60	4,36%	3,3081	-12,72%	95 142,8	23,89%	2,2	-51,11%	24147,81467	543634,1723	4,44%	-0,211786575	10,96%	12,02%
2008Q4	109,33	3,63%	3,7658	2,94%	93 136,8	2,44%	2,2	-46,34%	25804,27433	605979,976	4,26%	-0,170313159	11,17%	12,76%
2009Q1	110,70	3,59%	4,4988	25,81%	69 587,0	-16,82%	2,4	-11,11%	30952,843	655813,6213	4,72%	-0,02246114	10,53%	4,19%
2009Q2	112,83	4,25%	4,4523	30,68%	73 105,0	-19,88%	2,3	-8,00%	38297,35933	656809,8047	5,83%	0,243801901	10,08%	-4,18%
2009Q3	113,23	4,27%	4,1978	26,89%	79 203,1	-16,75%	2,6	18,18%	43018,275	655486,3023	6,56%	0,477468686	10,06%	-8,21%
2009Q4	113,50	3,81%	4,1745	10,85%	89 467,6	-3,94%	2,6	18,18%	47014,78333	674453,3163	6,97%	0,637001841	10,10%	-9,52%